

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Johannes Velling und Stefan Bender

Berufliche Mobilität zur Anpassung struktureller
Diskrepanzen am Arbeitsmarkt

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Berufliche Mobilität zur Anpassung struktureller Diskrepanzen am Arbeitsmarkt

Johannes Velling und Stefan Bender*

Auf der Basis eines theoretischen Modells zur Bestimmung der wichtigsten Determinanten wurde die berufliche Mobilität am westdeutschen Arbeitsmarkt empirisch untersucht. Die Analyse wurde mit Daten der IAB-Stichprobe, die aus der Historikdatei der Bundesanstalt für Arbeit gezogen wurde, mit Hilfe eines eigenen Konzepts der beruflichen Mobilität für das Jahr 1989, in dem rund 13% der beschäftigten Arbeitnehmer den Beruf (auf 2-Steller-Ebene der Berufsklassifikation) gewechselt haben, durchgeführt.

Verschiedene Determinanten der beruflichen Mobilität wurden im Rahmen eines multivariaten Proportional Hazard Cox Modells ermittelt. Demnach wechseln ältere Arbeitnehmer mit gehobener Stellung im Beruf, die in einer großen Firma angestellt sind, weniger häufig den Beruf. Arbeitnehmer mit längerer Erwerbsunterbrechung sowie höherem Arbeitslosigkeitsrisiko sind dagegen beruflich mobiler. Die höhere Wechselwahrscheinlichkeit von Arbeitnehmern mit Universitätsabschluß oder zumindest Abitur ist zu einem großen Teil auf die Aufstiegsmobilität dieser Personengruppe zurückzuführen. Die geringe Wechselneigung von Frauen, die bei außerbetrieblichen Berufswechseln besteht, steht vermutlich in Zusammenhang mit Unterschieden zwischen typischen Männer- und Frauenberufen. Eine Unterteilung in außer- und innerbetriebliche Wechsel ergab darüber hinaus Unterschiede beim Einfluß des bisherigen Lohns und der Firmengröße. Arbeitnehmer mit höherem Lohn wechseln häufiger innerbetrieblich, dagegen weniger häufig den Betrieb selbst. Innerhalb einer größeren Firma scheint ein innerbetrieblicher Berufswechsel einfacher zu sein, Betriebswechsel finden dagegen weniger häufig statt. Die relative Häufigkeit vergangener Wechsel besitzt einen äußerst hohen Erklärungsgehalt für die gegenwärtige Wechselwahrscheinlichkeit. Die Berücksichtigung dieser Vielwechsellereigenschaft führt sogar dazu, daß der negative Einfluß der Berufszugehörigkeitsdauer auf die Wechselwahrscheinlichkeit bis zur Insignifikanz abgeschwächt wird.

Der Lohnunterschied zwischen neuem und bisherigem Beruf, der insbesondere für freiwillige Berufswechsler von hoher Bedeutung ist, ist für Männer und junge Arbeitnehmer am größten. Bei längerer Berufszugehörigkeitsdauer sowie längerer Erwerbsunterbrechung fiel er dagegen geringer aus, auch Vielwechsler konnten eine geringere Lohndifferenz realisieren. Der höchste Lohnanstieg konnte durch den Erwerb einer Zusatzqualifikation in Form eines Hochschulabschlusses oder des Meistertitels sowie durch den Wechsel zu einer größeren Firma realisiert werden.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Theoretisch abgeleitete Einflußfaktoren der beruflichen Mobilität
- 3 Berufliche Mobilität in der IAB-Stichprobe
 - 3.1 Die Historikdatei als Datenquelle
 - 3.2 Die Identifizierung beruflicher Mobilität in der IAB-Stichprobe
 - 3.3 Beschreibung der Kovariaten und deskriptive Auswertungen
- 4 Empirische Analysen zur beruflichen Mobilität
 - 4.1 Schätzmodell
 - 4.2 Ergebnisse
- 5 Schlußbetrachtungen
- 6 Literaturverzeichnis

1 Einleitung

In rezessiven Phasen, wie sie die deutsche Volkswirtschaft parallel mit den europäischen Nachbarn gerade durchschritten hat, treten strukturelle Defizite am Arbeitsmarkt beson-

ders deutlich zu Tage. Diesem strukturellen Teil der Arbeitslosigkeit wird in jüngster Zeit sowohl von der Wissenschaft als auch von der Öffentlichkeit eine immer größere Bedeutung beigemessen (vgl. Franz/Siebeck, 1992, IAW/ZEW 1993). Als wichtigste Komponente dieses strukturellen bedingten Teils der Arbeitslosigkeit wiederum wird die Diskrepanz zwischen der beruflichen Qualifikation der Arbeitnehmer auf der einen Seite und der nachgefragten Qualifikation durch die Arbeitgeber auf der anderen Seite angesehen (Rosenblatt 1990, Buttler/Cramer 1991).

Aus diesem Grunde kommt der beruflichen Mobilität von Arbeitnehmern eine besondere Bedeutung zu (vgl. auch Kaiser 1988, S.515). Die Anpassung des Arbeitskräftebestandes an (durch Schocks rezessiver Art oder allmählichen strukturellen Wandel) geänderte Anforderungen kann zum einen über den Neueintritt von jungen, frisch ausgebildeten Arbeitnehmern und das Ausscheiden von älteren Arbeitnehmern erfolgen, zum anderen ist eine berufliche Mobilität der bereits am Arbeitsmarkt befindlichen Arbeitnehmer denkbar. Dabei ist die erste Lösung die effizientere, denn es geht kein gesellschaftliches Humankapital verloren. Junge Arbeitnehmer wählen ihre Ausbildung nach dem Bedarf am Arbeitsmarkt, sind aber grundsätzlich flexibel bezüglich ihrer Berufswahl, ältere Arbeitnehmer nehmen nach dem Ausscheiden ihr Humankapital ohnehin mit. Wenn dagegen bereits beschäftigte Arbeitnehmer einen anderen Beruf ausüben, so geht das berufsspezifische Humankapital des alten Berufs verloren.

Dennoch reicht die durch Neueintritt und Austritt bedingte Anpassung der qualifikatorischen Zusammensetzung des Arbeitskräftebestandes nicht aus, die strukturellen Anforderungen an den qualifikatorischen Wandel zu bewältigen. Zum einen kann es aufgrund zum Teil langer Ausbildungszeiten und freier Berufswahl nicht gelingen, die neueintretenden Arbeitnehmer mit genau den Fähigkeiten auszustat-

* Dipl.-Volkswirt Johannes Velling ist Wiss. Mitarbeiter im Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim; Dipl.-Soz. Stefan Bender ist Wiss. Mitarbeiter im IAB. Wir danken Herrn John für umfassende Beratungen im Datenmanagement (SIMAT), Herrn Gommlich für den Datentransfer von BS2000 in DOS sowie Thomas Kraft für Unterstützung bei der Aufbereitung der Daten. Weiterhin sind wir Viktor Steiner, Axel Börsch-Supan, Hans Dietrich, Uwe Blien, Jürgen von Hagen, einigen Mitarbeitern des IAB, den Teilnehmern des HCM-Network Meeting „Microeconomics of Public Policy Issues“ in Dublin sowie des Brown Bag Lunch an der Universität Mannheim für konstruktive Kommentare und Anregungen im besonderen Maße dankbar. Fehler und Unzulänglichkeiten jeglicher Art bleiben in der Verantwortung der Autoren.

ten, die gerade gefragt sind, zum anderen sind der demographisch bedingten Umwälzung des Arbeitskräftebestandes durch die altersbedingte Struktur der Bevölkerung Grenzen gesetzt, die in naher Zukunft eher noch enger sein werden. Ein Teil der Anpassung muß demnach auch über die berufliche Mobilität der beschäftigten Arbeitnehmer erfolgen.

Diesem Aspekt der beruflichen Mobilität ist unseres Wissens bisher wenig Aufmerksamkeit in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur gewidmet worden (vgl. auch Miller 1984, S. 1089). Der größte Teil der Literatur zur Mobilität von Arbeitnehmern beschäftigt sich entweder mit der räumlichen Mobilität im Sinne von Migration oder von Mobilität im Sinne von Betriebswechseln (job mobility) (vgl. Ehrenberg/Smith 1991, Kap. 10, Hamermesh/Rees 1993, Kap. 7). Nichtsdestoweniger sind deutliche Parallelen vorhanden zwischen der job mobility und der beruflichen Mobilität (occupational mobility), denn das betriebsspezifische Humankapital und das berufsspezifische Humankapital sind in der Regel eng miteinander verknüpft. Diesem Aspekt werden wir im nachfolgenden besondere Aufmerksamkeit schenken.

Berufliche Mobilität kann (wie auch job mobility) freiwilliger und unfreiwilliger Art sein. Ein Arbeitnehmer wechselt seinen Beruf immer dann freiwillig, wenn er den Wechsel in der Gewißheit vollzieht, sich nachher günstiger zu stellen. Dies kann sich auf bestimmte Tätigkeitsmerkmale wie die Attraktivität der Tätigkeit, die körperliche Belastung, Arbeitszeiten usw. und auf das Einkommen beziehen. Das Einkommen besitzt gegenüber den aufgeführten Tätigkeitsmerkmalen den Vorteil, daß hier eine Besserstellung aufgrund seiner einfachen Meßbarkeit leicht nachweisbar ist. Dieser Wechsel der beruflichen Tätigkeit kann, muß aber nicht mit einem Betriebswechsel einhergehen.

Berufliche Mobilität unfreiwilliger Art liegt dann vor, wenn ein Arbeitnehmer nach Entlassung oder eigener Kündigung aus einer Firma ausscheidet und anschließend keine annähernd gleichwertige Anstellung bei einer anderen Firma im gleichen Beruf findet. Beiden Arten der Mobilität liegen unterschiedliche Prozesse zugrunde. Aus diesem Grund werden wir sie getrennt berücksichtigen.

Ein auf einem Humankapitalansatz basiertes theoretisches Modell wird die zuvor geäußerten Überlegungen in einen Modellrahmen umsetzen, um hieraus die zu erwartenden Einflußgrößen der beruflichen Mobilität abzuleiten (Abschnitt 2). Unsere Analysen werden auf der Basis der IAB-Stichprobe aus der Historikdatei der Beschäftigtenstatistik (Bundesanstalt für Arbeit) durchgeführt. Der hieraus aufbereitete Datensatz wird in Abschnitt 3 beschrieben, gefolgt von einigen deskriptiven Auswertungen, die insbesondere Aufschluß über das quantitative Ausmaß beruflicher Mobilität insgesamt und nach bestimmten Merkmalen geben sollen. In Abschnitt 4

sollen auf der Basis eines aus dem Modell in Abschnitt 2 abgeleiteten empirischen Modells multivariate Analysen zur beruflichen Mobilität durchgeführt werden. Für die Berufswechsler wird im Anschluß die Lohndifferenz zwischen altem und neuem Beruf betrachtet, um Aussagen über den Zusammenhang zwischen den Motiven des Wechsels – Einkommensverbesserung versus Arbeitsplatzsicherheit – treffen zu können. Abschnitt 5 faßt schließlich die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

2 Theoretisch abgeleitete Einflußfaktoren der beruflichen Mobilität

Die berufliche Mobilität ist sowohl theoretisch als auch empirisch in den Wirtschaftswissenschaften erst wenig erforscht. Die wirtschaftswissenschaftlichen theoretischen Beiträge – mit Ausnahme der Abhandlungen zur vertikalen Mobilität innerhalb der Soziologie¹ –, die sich mit Arbeitsmobilität beschäftigen, gehen in der Regel von dem Arbeitsplatz (job) statt dem Beruf (occupation) als Mobilitätsausgangspunkt aus. Die empirischen Beiträge schließen sich meist dem Arbeitsplatzkonzept an, nur vereinzelt wird auch die berufliche Mobilität betrachtet, ohne daß ihr dabei jedoch ein eigenes theoretisches Modell zugrundegelegt wird (Börsch-Supan 1989, Weißhuhn 1987, Winkelmann/Zimmermann 1992). Aus diesem Grunde scheint es sinnvoll, sich bei der Bildung eines theoretischen Grundgerüsts für die berufliche Mobilität an den entsprechenden Modellen zur Arbeitsplatzmobilität (job mobility) bei Berücksichtigung notwendiger Modifikationen anzulehnen.

Die wichtigste Gemeinsamkeit zwischen beruflicher und Arbeitsplatzmobilität besteht in der bedeutenden Rolle des spezifischen Humankapitals². Während bei der beruflichen Mobilität die berufliche Qualifikation als spezifisches Humankapital betrachtet werden kann, ist das Pendant bei der betrieblichen Mobilität das spezifische Wissen, das der Arbeitnehmer mit der Ausübung der bestimmten Tätigkeit bei seinem Arbeitgeber erworben hat.

Der Einfluß dieses spezifischen Humankapitals auf die Arbeitsmobilität (sowie auf das Lohnprofil) steht im Mittelpunkt der Humankapitaltheorie, die auf Becker (1975) und Mincer (1974) zurückgeht. Im Sinne dieser Theorie wird unterschieden zwischen dem allgemeinen Humankapital und dem spezifischen Humankapital. Von dem allgemeinen Humankapital wird angenommen, daß es ausschließlich während der Ausbildungsphase – also in der Regel während der Schulzeit – gebildet wird. Dagegen wird das spezifische Humankapital während der Erwerbsphase durch Lernprozesse aufgestockt. Während das allgemeine Humankapital durch Mobilitätsprozesse nicht berührt ist, geht das spezifische Humankapital bei Berufswechsel fast ausnahmslos verloren.

Die Entwicklung des folgenden deterministischen Modells soll auf Basis dieses Humankapitalansatzes erfolgen. Es sei angenommen, daß die Entscheidung des Arbeitnehmers über einen Berufswechsel durch Vergleich der Barwerte des zukünftigen Einkommens im bisherigen versus dem im günstigsten alternativen Beruf gebildet wird. Berufliche Mobilität findet somit dann statt, wenn die Differenz der Barwerte (DPV_i) im Alternativberuf (OCC^a) und im bisherigen Beruf (OCC^b) positiv ist:

$$(1) \text{DPV}_i = \text{PV}_i(\text{OCC}^a) - \text{PV}_i(\text{OCC}^b) > 0$$

Dabei sei unterstellt, daß die Entscheidung in die eine oder andere Richtung endgültig sei und das Berufsleben bis ans

¹ In der Soziologie werden verschiedene Aspekte der sozialer Mobilität behandelt (vgl. Kurz/Müller 1987, Mayer 1990, Clark/Modgil/Modgil 1990). Da Arbeit und Beruf die strukturierenden Größen sind, wird soziale Mobilität zuallererst an die berufliche Mobilität geknüpft. Sowohl in inhaltlicher als auch in methodischer Sicht ist unsere Vorgehensweise mit den Arbeiten der Lebensverlaufsforschung des MPI (Berlin) vergleichbar (vgl. z.B. Mayer 1990, Blossfeld 1989, Mayer und Carroll 1987). Auch im IAB wird unter dem Stichwort der Flexibilisierung, neben der Dimension der beruflichen Substitution, über berufliche Mobilität geforscht (vgl. hierzu Kaiser 1988, Hofbauer und König 1977, Hofbauer 1980).

² Auch Teile der Job-Search-Theorie zur betrieblichen Mobilität (vgl. Mortensen 1986) lassen sich eingeschränkt auf die berufliche Mobilität übertragen. Dieser Ansatz wird jedoch hier nicht mehr weiterverfolgt. Schließlich kann berufliche Mobilität auch innerhalb einer Firma stattfinden, während andererseits nicht jeder Arbeitgeberwechsel mit beruflicher Mobilität verbunden sein muß (vgl. auch Abbildung 2). Der Humankapitalansatz läßt sich dagegen wesentlich leichter auf die berufliche Mobilität übertragen.

Ende der Erwerbsphase T bestimmt; Mobilitätskosten fallen nicht an. Die Barwerte werden nach der üblichen Formel für den zeitstetigen Fall berechnet:

$$(2) PV_t(OCC^{o/n}) = \int_{\tau=t}^T w_{\tau}^{o/n} \cdot e^{-r(\tau-t)} d\tau$$

Der Lohn zum Zeitpunkt t sei bestimmt durch einen linearen Zusammenhang zwischen dem logarithmierten Lohn und den beiden Humankapitalvariablen:

$$(3) \ln w_t = \alpha_0 X_t + \alpha_1 GHC_t + \alpha_2 SHC_t \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0$$

wobei w den Lohnsatz, GHC das allgemeine Humankapital, der Term SHC das spezifische Humankapital und X weitere Erklärungsmerkmale erfaßt. Diese Form entspricht bis auf den Verzicht auf den quadratischen Term von SHC weitestgehend der üblichen Spezifikation von Einkommensfunktionen des Mincer-Typs. Das spezifische Humankapital wird darüberhinaus in vielen Modellen weiter aufgeteilt in eine arbeitsplatzspezifische Erfahrung (tenure) und eine Erfahrung, die im Laufe des Berufslebens gewonnen wird (experience; vgl. z.B. Mincer/Jovanovic 1981). Diese Aufspaltung des spezifischen Humankapitals in die zwei Komponenten allgemeine Berufserfahrung und arbeitsplatzspezifische Erfahrung, die im Rahmen von Untersuchungen zur Arbeitsplatzmobilität sinnvoll erscheint, ist bei der Analyse der beruflichen Mobilität hingegen wenig geeignet. Wir verwenden stattdessen die Berufszugehörigkeitsdauer als spezifische Humankapitalvariable (OCCEXP), die in ihrem Ausmaß zwischen den beiden anderen spezifischen Humankapitalvariablen liegt. Das allgemeine Humankapital wird wie üblich durch die Schulbildung (S) approximiert.

Der humankapitaltheoretische Ansatz aus Gleichung (1) eignet sich gut zur Erklärung der Lohnentwicklung durchgängig Beschäftigter, bei der Analyse von Erwerbsunterbrechern ist jedoch eine Ergänzung notwendig. Wie bereits Mincer/Polachek (1974) betonen, ist nach längerer Erwerbsunterbrechung bei Wiederaufnahme einer Beschäftigung mit einem Lohnabschlag zu rechnen, da das bislang aufgebaute Humankapital in der Zeit der Nichterwerbstätigkeit einer Abwertung unterliegt. Dies ist insbesondere bei Frauen mit längerer Erwerbsunterbrechung im Rahmen der Kindererziehung sowie bei Arbeitslosen von hoher Relevanz, bei denen der negative Stigma-Effekt durch diesen Humankapitaleffekt ergänzt wird³. Die Berücksichtigung dieses Lohneffektes der Erwerbsunterbrechung führt in Anlehnung an Addison/Portugal (1989) zu folgender gegenüber (3) modifizierten Gleichung:

$$(3') \ln w_t = \alpha_0 X_t + \alpha_1 S + \alpha_2 OCCEXP_t - \alpha_3 SLNE_t \quad \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 > 0$$

wobei SLNE die abgeschlossene Dauer der Erwerbsunterbrechung ist. In dieser Spezifikation reduzieren längere Perioden der Erwerbsunterbrechung den bei Wiederaufnahme der Beschäftigung zu erwartenden Lohn. Der Barwert in Gleichung (2) wird somit bei Wiederbeschäftigung im gleichen Beruf tendenziell niedriger ausfallen.

Während Phasen der Erwerbsunterbrechung auf diese Art und Weise indirekt zu Einkommensverlusten und damit zu einem

³ Es ist darauf hinzuweisen, daß dieser Ansatz im Gegensatz zur klassischen Suchtheorie mit ihrer Annahme einer zeitunabhängigen Verteilung der Lohnangebote steht (vgl. König 1979). Für beide Hypothesen gibt es jedoch zahlreiche empirische Evidenz (vgl. die Diskussion und die eigene empirische Evidenz in Licht/Steiner 1992, sowie mit Daten der Beschäftigtenstatistik Blien/Rudolph 1989).

⁴ Es wurde hier aus Gründen der Übersichtlichkeit darauf verzichtet, die nicht-lineare Funktion DPV explizit hinzuschreiben.

geringeren Barwert führen, ist eine direkte Berücksichtigung der Erwerbsunterbrechung über den Verdienstausschlag nicht minder wichtig. Immer dann, wenn der Arbeitnehmer in einem Beruf tätig ist, für den ein Stellenabbau ohne die Hoffnung einer Wiederbeschäftigung bei einem anderen Arbeitgeber im gleichen Beruf gegeben ist, muß er damit rechnen, eine längere Phase der Erwerbsunterbrechung in Kauf nehmen zu müssen. Für diese Zeit der Erwerbsunterbrechung müßte sich der Arbeitnehmer mit einem geringerem Einkommen begnügen – in der Regel die Arbeitslosenunterstützung –, welches sich an dem bisherigen Einkommen unter Berücksichtigung der Lohnersatzquote (REPL) orientiert. Dieses geringere Einkommen würde auch dann ausschlaggebend sein, wenn der Arbeitnehmer nach kurzer Zeit (z.B. zur Erlangung einer neuen Qualifikation) in einen neuen Beruf wechselt. Unter Einbeziehung dieser Überlegungen bestimmt sich sein Lohnpfad ohne bzw. mit Berufswechsel w^o bzw. w^n folgendermaßen:

$$(3'') \ln w_t^o = \begin{cases} \ln(w_{t_0}^o \cdot \text{REPL}) & \text{für } t \in]t_0; t_1] \\ \ln w_{t_0}^o + \alpha_2(t-t_1) - \alpha_3(t_1-t_1) + g(t-t_0) & \text{für } t \in]t_1; T] \end{cases}$$

$$\ln w_t^n = \begin{cases} \ln(w_{t_0}^o \cdot \text{REPL}) & \text{für } t \in]t_0; t_2] \\ \ln w_{t_0}^n + \alpha_2(t-t_2) + g(t-t_0) & \text{für } t \in]t_2; T] \end{cases}$$

wobei $t_{-1} \leq t_0 \leq t_1$ und $t_{-1} \leq t_0 \leq t_2$

Dabei wird unterstellt, daß der Arbeitnehmer zum Zeitpunkt t_{-1} aus seinem alten Beruf ausschied, und die sich anschließende Phase der Nichterwerbstätigkeit über den gegenwärtigen Zeitpunkt t_0 hinaus bis t_1 im Falle der Wiederbeschäftigung im gleichen Beruf und bis t_2 im Falle eines Berufswechsels anhält. t_2 kann sowohl vor als auch nach t_1 liegen. War der Arbeitnehmer durchgängig beschäftigt, so gilt $t_{-1} = t_0 = t_1$, wechselt er ohne Erwerbsunterbrechung, so gilt $t_{-1} = t_0 = t_2$. Der Zeitraum $(t_1 - t_{-1})$ entspricht der vollendeten Nichterwerbstätigkeitsdauer SLNE in Gleichung (3'). Ab dem Zeitpunkt t_1 (im alten Beruf) bzw. t_2 (im neuen Beruf) wird neues Humankapital gebildet, was zu einem Anstieg der Lohnbezüge in Abhängigkeit von der Beschäftigungsdauer $(t - t_1)$ bzw. $(t - t_2)$ führt. Der Parameter g beschreibt den autonomen Wachstumspfad von w_t . Nach Einsetzen von (2) und (3'') in (1) erhält man DPV⁴

$$(4) DPV_{t_0} = f(w_{t_0}^o, WP, \text{REPL}, (t_0-t_{-1}), (t_1-t_0), (t_2-t_1), (T-t_0); \alpha_2, \alpha_3, (g-r))$$

WP ist hierbei das Verhältnis des Lohnes im Alternativberuf $w_{t_0}^n$ zum Lohn im bisherigen Beruf $w_{t_0}^o$. Aus Gleichung (1) ist definiert, daß beruflicher Wechsel dann stattfindet, wenn DPV_{t_0} positiv ist. Durch Anwendung komparativer Statik läßt sich der Einfluß der einzelnen Elemente auf den Wert von DPV bestimmen.

$$\frac{\delta DPV}{\delta w_{t_0}^o} > 0 \Leftrightarrow DPV < 0$$

$$\frac{\delta DPV}{\delta WP} > 0 \quad \frac{\delta DPV}{\delta \text{REPL}} > 0 \Leftrightarrow t_2 > t_1$$

$$\frac{\delta DPV}{\delta(t_0-t_{-1})} > 0 \quad \frac{\delta DPV}{\delta(t_1-t_0)} > 0$$

$$\frac{\delta DPV}{\delta(t_2-t_1)} < 0 \Leftrightarrow \text{REPL} < WP$$

$$\frac{\delta DPV}{\delta(T-t_0)} > 0 \Leftrightarrow \ln WP > \alpha_2(t_2-t_1) - \alpha_3(t_1-t_{-1})$$

Aus den partiellen Ableitungen lassen sich folgende Aussagen gewinnen:

- Die Lohnhöhe im bisherigen Beruf allein kann nicht zu einem Vorzeichenwechsel führen. Relevanter dagegen ist das Verhältnis der Löhne im bisherigen und zukünftigen Beruf zueinander. Eine zentrale Rolle spielt dabei die Berufszugehörigkeitsdauer OCCEXP in Gleichung (3'), die für die Lohnhöhe im alten Beruf w_{10}^0 von hoher Relevanz, dagegen für w_{10}^0 ohne Belang ist. Dieser Einfluß wird über WP in Gleichung (4) erfaßt. Wird der Einfluß der Berufszugehörigkeitsdauer nicht linear, sondern z.B. quadratisch modelliert, so müßten sie von den Gleichungen (3'') und (4) gesondert berücksichtigt werden. Führt man zusätzlich unterschiedliche Ausbildungselastizitäten a_2^+ und a_2^- ein, so werden auch diese im Lohnverhältnis erfaßt.
- Der Einfluß der Lohnersatzquote hängt davon ab, in welchem Beruf eine längere zukünftige Nichterwerbsdauer bevorstehen würde. Ist es beispielsweise leichter, im Alternativberuf eine Tätigkeit zu finden, würde von REPL ein negativer Einfluß ausgehen. Da sich die Arbeitslosenunterstützung an dem bisherigen Lohn orientiert, ist das Lohnverhältnis ohne Belang.
- Zeiten der Nichterwerbstätigkeit erhöhen tendenziell die Bereitschaft eines Berufswechsels. Denn während der Erwerbsunterbrechung wird das spezielle Humankapital abgewertet, der bevorstehende Lohn im bisherigen Beruf ist niedriger. Wird die Zeit der Nichterwerbstätigkeit dazu genutzt, spezifisches Humankapital im neuen Beruf aufzubauen (etwa durch Umschulung, Universitätsausbildung), verstärkt sich dieser Effekt weiter. Inwiefern sich Unterschiede in der zu erwartenden Nichterwerbstätigkeitsdauer zwischen beiden fraglichen Berufen auswirken, hängt von der quantitativen Beziehung zwischen Lohnersatzquote und Lohnverhältnis ab. Ist das Lohnverhältnis WP größer als die Lohnersatzquote, so verringert eine verhältnismäßig längere Abstinenz auf dem Arbeitsmarkt bei Ergreifung eines neuen Berufes die Wechselhäufigkeit.
- Der Einfluß der Resterwerbstätigkeitsdauer ist per se unbestimmt. Er hängt davon ab, wie stark Zeiten der Nichterwerbstätigkeit (über die Humankapitalentwertung) gegenüber den unterschiedlichen Zeiten der Resterwerbstätigkeit im bisherigen und alternativen Beruf ins Gewicht fallen, wobei zusätzlich das Lohnverhältnis WP berücksichtigt werden muß.

3 Berufliche Mobilität in der IAB-Stichprobe 3.1

Die Historikdatei als Datenquelle

Bei der Bundesanstalt für Arbeit wird für jeden sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ein Versichertenkonto geführt, das für jede An-, Ab-, Jahres- oder versicherungstechnische Änderungsmeldung einen Eintrag enthält (Historikdatei). Die

nachfolgenden Auswertungen basieren auf einer 1 %-Stichprobe aus der Historikdatei des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB-Stichprobe). Die IAB-Stichprobe deckt einen auswertbaren Zeitraum zwischen dem 01.01.1975 und dem 31. 12. 1990 ab. Sie umfaßt ca. 200.000 Personen pro Jahr (insgesamt über 460.000 Personen). Die IAB-Stichprobe besitzt Panelcharakter für die erfaßten Versicherten und eignet sich somit speziell für Längsschnittauswertungen. Aufgrund der hohen Fallzahlen erreicht sie ein hohes Maß an Repräsentativität für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten über die Zeit (vgl. Bender/Hilzendegen 1994, Cramer/Majer 1991).

Die in der Historikdatei enthaltenen Angaben beruhen auf den Meldungen der Arbeitgeber an die zuständigen Sozialversicherungsträger, die sie dann an die Bundesanstalt für Arbeit weiterreichen. Durch diesen Umstand werden nur sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse erfaßt. Selbständige, Beamte, mithelfende Familienangehörige sowie geringfügig Beschäftigte sind nicht enthalten, so daß für ca. 80% aller Erwerbstätigen Informationen vorliegen (vgl. Herberger/Becker 1983).

Die in den Meldungen enthaltenen Beschäftigungsmerkmale sind per Verordnung vorgeschrieben. Ihr Umfang ist sehr eingeschränkt und umfaßt nur die notwendigsten Angaben. An persönlichen Merkmalen sind dabei insbesondere Alter, Geschlecht, Familienstand, Staatsangehörigkeit sowie berufliche Qualifikation, an tätigkeitspezifischen Merkmalen der Beruf, die Stellung im Beruf sowie das Beschäftigungsentgelt (bis zur Pflichtversicherungsgrenze), an betriebspezifischen Merkmalen die Betriebskennziffer, der Wirtschaftszweig sowie der Ort des Betriebes angegeben. Daneben wird der Meldetyp mit dem Datum der Meldung erfaßt. Durch Aggregation in der Beschäftigtenstatistik über die Betriebskennziffer können Betriebsinformationen wie die Zahl der sozialversicherten Beschäftigten oder die Qualifikationsstruktur des Betriebes gewonnen werden.

3.2 Die Identifizierung beruflicher Mobilität in der IAB-Stichprobe

Betriebliche und berufliche Mobilität können in der IAB-Stichprobe⁵ grundsätzlich über Änderungen in der Betriebs- bzw. Berufskennziffer zwischen einzelnen Meldungen pro Versicherungsfall identifiziert werden (so z.B. in Buttler/Bellmann 1991).

Die Berufskennziffer⁶ beruht dabei auf der Angabe des Arbeitgebers in der jeweiligen Meldung, die er anhand des ihm vorliegenden Schlüsselverzeichnis vornimmt. Insofern handelt es sich bei der Berufsangabe in der IAB-Stichprobe um eine Fremdeinschätzung. Fremdeinschätzungen sind wie auch Selbsteinschätzungen in der Regel nicht frei von Ungenauigkeiten bei der Berufsabgrenzung. So ist zu vermuten, daß bei einer Selbsteinschätzung des Berufes Prestige und beruflicher Status eine Rolle spielen. Auch ist es von Bedeutung, ob der Beruf umgangssprachlich verfaßt ist. Dagegen sind bei Fremdeinschätzungen eher Arbeitsaufgaben, Funktionen und Tätigkeiten für die Berufsbezeichnung wichtig. Die Abgrenzungen nach Funktionsbereichen führt aber eher zu einer zahlenmäßigen Überzeichnung der Arbeitsaufgabe (Troll 1981). Im Vergleich dürfte allerdings die in der IAB-Stichprobe generierte Berufsangabe wesentlich genauer sein (vgl. auch Herberger/Becker 1983, S.295).

⁵ Mit einer IAB-Stichprobe, die allerdings nur den Zeitraum zwischen 1976 bis 1981 umfaßte, wurden schon Mobilitätsprozesse untersucht. So wurden die Stabilität sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (Cramer 1986) und die Fluktuation (auch Betriebswechsel) in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (Rudolph 1986) in überwiegend bivariaten Auswertungen untersucht. Methodisch aufwendiger sind dagegen die Arbeiten zu beruflicher und betrieblicher Mobilität (Weißhuhn 1987) und perforierter Langzeitarbeitslosigkeit (Büchel 1992).

⁶ Darstellungen zur Berufskennziffer und deren Problematik finden sich in diversen Publikationen von Stooß (so z.B. in Stooß 1977, 1988, Stooß und Saterdag 1979).

Trotzdem können bei der Analyse der beruflichen Mobilität auf der Basis der Berufskennziffern ähnlich wie bei Untersuchungen zur betrieblichen Mobilität⁷ Probleme auftreten:

- Die Homogenität der einzelnen Berufskennziffern ist verschieden. So umfassen einige Kennziffern weite, heterogene Tätigkeiten (z.B. die Kennziffer 80 „Sicherheitsbewahrer“ umfaßt u.a. Soldaten, Polizisten, Feuerwehrleute, Gewerbeaufsichtsbeamte, Schornsteinfeger). Unterschiede durch diese Heterogenität der Berufskennziffern können sich u.a. bei einem Geschlechtsvergleich bemerkbar machen, da gerade einige Frauenberufe sehr weit gefaßt sind, und somit Mobilität zwischen den Klassen unterschätzt wird. Ein Kennziffernwechsel muß daher nicht unbedingt mit einem tatsächlichen Berufswechsel einhergehen, auch ist es vorstellbar, daß ein Berufswechsel nicht unbedingt durch einen Kennziffernwechsel angezeigt wird (vgl. auch Kaiser 1988, Stooß 1988).

- Zwischen einzelnen Berufskennziffern bestehen vielfach Überschneidungen der Tätigkeiten. Auch weisen eine Reihe von Berufskennziffern eine Mischstruktur im Aufgabengebiet aus. So stellen manche Kennziffern eher Durchschnittsangaben an, die nur bedingt etwas über den Beruf an sich aussagen (vgl. dazu auch Stooß und Saterdag 1979).

Insofern ist der von uns verwendete Begriff der beruflichen Mobilität mit Unscharfen behaftet, die bei der Ergebnisinterpretation berücksichtigt werden muß. Es wäre wünschenswert gewesen, eine sinnvolle Zusammenfassung von Berufskennziffern im Sinne einer ähnlichen beruflichen Qualifikation für unsere Analysen zu verwenden, die es unseres Wissens nach für Deutschland jedoch nicht gibt. Nichtsdestoweniger sollten zukünftige Forschungsanstrengungen in diese Richtung weisen.

Die von uns durchgeführten Analysen zur beruflichen Mobilität beziehen sich auf Jahresbasis. Wir definieren dabei Mobilität folgendermaßen: Ein Arbeitnehmer hat in dem Jahr x den Beruf gewechselt, wenn in diesem Jahr bei zwei aufeinanderfolgenden Meldungen zwei verschiedene Berufe angegeben sind, oder wenn die letzte Meldung vor der ersten Meldung des Jahres x einen anderen Beruf ausgewiesen hat. Hat ein Arbeitnehmer also längere Zeit ausgesetzt – sei es durch Arbeitslosigkeit, Nichterwerbstätigkeit oder nicht meldepflichtige Beschäftigung –, so ist es durchaus möglich, daß die letzte Meldung mehrere Jahre zurückliegt. Um pro Person nur eine Analyseeinheit zu erhalten, wurde nur der erste Wechsel im beobachteten Jahreszeitraum analysiert.

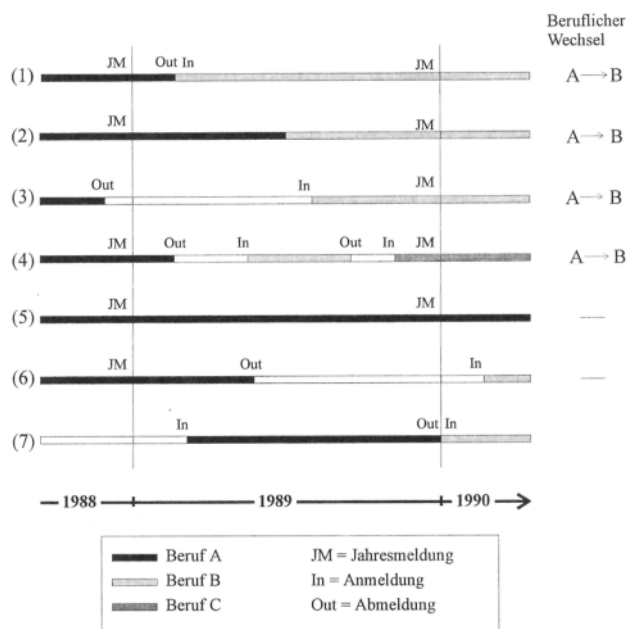
Ein besonderer Grund für die Wahl genau eines Kalenderjahres als Bezugsbasis für die Mobilitätsuntersuchungen ist datentechnischer Art. Wird ein Arbeitnehmer z.B. innerhalb eines Betriebs in einer anderen Tätigkeit eingesetzt, so ist dies der Bundesanstalt für Arbeit gegenüber kein meldepflichtiger Vorgang. Erst wenn in der Jahresmeldung am Jahresende die neue Berufskennziffer vermerkt wird, wird deutlich, daß innerhalb des Jahres berufliche Mobilität erfolgt ist. Zwar ist es möglich, daß der Arbeitgeber den beruflichen Wechsel auch in der Jahresmeldung nicht deklariert, jedoch ist davon aus-

zugehen, daß gravierende innerbetriebliche Berufswechsel (z.B. Änderung des gesamten Tätigkeitsinhalts, Aufwärtsmobilität) gemeldet werden. Dennoch läßt sich auch dann der Berufswechsel für ein Kalenderjahr nachvollziehen, eine detailliertere Betrachtung ist nicht möglich. Durch diesen Sachverhalt ist es möglich, daß Berufsdauern bis zu einem Jahr überschätzt werden, da ein Berufswechsel innerhalb eines Jahres erst am Jahresende gemeldet wird.

Da ein Betriebswechsel ein meldepflichtiger Vorgang ist, sind Berufswechsel, die mit einem Betriebswechsel einhergehen, tagesgenau erfaßt. Allerdings besteht die Gefahr, daß durch einen Betriebswechsel ein Berufskennziffernwechsel ohne eigentlichen Tätigkeitswechsel angegeben wird, da z.B. Arbeitsaufgaben im neuen Betrieb anders organisiert sind.

In Abbildung 1 sind verschiedene Fälle mit ihrer Konsequenz für die Mobilität dargestellt. Wir unterscheiden in dieser Abbildung sieben Haupttypen von möglichen Berufsverläufen im Analysejahr 1989. Die Typen 1 bis 4 sind hierbei durch einen beruflichen Wechsel gekennzeichnet, bei den Typen 5 bis 7 findet 1989 kein beruflicher Wechsel statt.

Abbildung 1: Identifizierung der beruflichen Mobilität im Jahre 1989 in der IAB-Stichprobe



Folgen An- und Abmeldung tagesgenau oder zumindest innerhalb einer Woche im betrachteten Jahreszeitraum aufeinander, so kann davon ausgegangen werden, daß der Arbeitnehmer von Beschäftigung in Beschäftigung gewechselt ist (Fall 1). Ein Spezialfall von Fall 1 ist Fall 2, da hier berufliche Mobilität genau am Jahresende durch die Jahresmeldung sichtbar wird. Sobald aber mehr als eine Woche zwischen den beiden Meldungen liegt, ist davon auszugehen, daß eine Beschäftigungsunterbrechung vorliegt (Fall 3 und 4). Da nur der erste Wechsel in 1989 analysiert werden soll, wird bei Fall 4 nur der Berufswechsel von Beruf A nach Beruf B, nicht jedoch der Wechsel von Beruf B nach C betrachtet. Da nur Beschäftigungsfälle in der Historikdatei enthalten sind, wissen wir nicht, ob der Arbeitnehmer zwischendurch arbeitslos, nicht erwerbstätig oder erwerbstätig, aber nicht sozialversicherungspflichtig beschäftigt war⁸. Wir sind insofern gezwungen, diese drei ökonomisch eigentlich unterschiedlich zu bewertenden Fälle gleich zu behandeln.

⁷ Bei betrieblicher Mobilität besteht die Schwierigkeit darin, daß im einen Extrem die gleiche Arbeitsstätte mehrere Betriebsnummern besitzen kann, während im anderen Extrem mehrere Arbeitsstätten zu einem Betrieb zusammengefaßt worden sein können. Auch bei Inhaber- und Rechtsformwechsel kann es vorkommen, daß neue Betriebsnummern vergeben werden und insofern ein betrieblicher Wechsel von Arbeitnehmern vorgetäuscht wird. Cramer (1985, S. 64) äußert sich aus diesen Gründen skeptisch gegenüber Untersuchungen zur betrieblichen Mobilität; führt dann allerdings eine Reihe von Analysen durch (vgl. z.B. Cramer 1986).

Zur Analyse der Bestimmungsgründe der beruflichen Mobilität müssen den Berufswechslern diejenigen als Referenzgruppe gegenübergestellt werden, die nicht gewechselt haben. Da die Analyse alle diejenigen einschließen soll, die im Jahre 1989 beschäftigt waren (siehe unten), stellt sich die Frage, zu welchem Zeitpunkt die Nicht-Berufswechsler erfaßt werden sollen. Die Berufswechsler können nach der obigen Definition – abhängig vom Zeitpunkt des Wechselvorgangs – grundsätzlich zu jedem beliebigen Zeitpunkt erfaßt werden, am Anfang des Jahres ebenso wie am Ende des Jahres. Nur wenn kein gleichzeitiger Betriebswechsel vorlag, werden sie am Jahresende registriert, was immerhin allein 17% der Berufswechsler insgesamt ausmacht.

Ähnlich wie bei den Wechslern soll auch bei den Nicht-Wechslern eine Unterscheidung des Erfassungszeitpunktes je nach Fall erfolgen. Bei denen, die das ganze Jahr durchgängig beschäftigt waren (Fall 5), ist der 31. Dezember der Tag der einzigen Meldung in 1989, nämlich der Jahresmeldung. Hier bietet es sich daher an, die Registrierung zum Jahresende erfolgen zu lassen. Schwieriger fällt die Entscheidung für die Fallgruppen 6 und 7 aus. Wir wenden folgende Regel an: War der Arbeitnehmer zu Beginn des Jahres registriert, nicht aber zum Ende eines Jahres (Fall 6), so wird er zum Ende des Jahres als nicht erwerbstätig erfaßt, die persönlichen Angaben werden direkt aus dem Abmeldevorgang (Out) übertragen. War jemand dagegen zu Beginn des Jahres nicht erwerbstätig, so wird er erstmalig bei (Wieder-) Aufnahme einer Erwerbstätigkeit registriert (zum Zeitpunkt „In“ in Fall 7). Diese Vorgehensweise ist parallel zu der Registrierung von Berufswechslern, die zu Anfang des Jahres nicht erwerbstätig waren.

Das Ausmaß beruflicher Mobilität hängt entscheidend davon ab, wie die Abgrenzung der Berufe erfolgt. Je höher die Zahl der Berufe, desto höher werden die Wechselfälle pro Jahr ausfallen. Die Historikdatei erfaßt die Berufe über eine dreistellige Berufskennziffer, die insgesamt 328 Berufsordnungen un-

terscheidet (vgl. Bundesanstalt für Arbeit 1981). Da diese Untergliederung in vielen Fällen zu detailliert erscheint, wird häufig auf die dritte Stelle der Berufskennziffer verzichtet und die Analyse mit 83 Berufsgruppen (Zwei-Steller) durchgeführt⁹. Wir werden im folgenden unsere Untersuchungen auf der Zwei-Steller-Ebene erläutern. Die ebenfalls durchgeführten Untersuchungen auf Drei-Steller-Ebene brachten keine qualitativen Unterschiede in den Ergebnissen; aus diesem Grunde wird auf eine gesonderte Darstellung verzichtet.

In Abbildung 2 ist die quantitative Bedeutung der beruflichen Mobilität für das Jahr 1989 dargestellt. Demnach haben von allen Arbeitnehmern, die im Jahre 1989 beschäftigt waren, 11,5% einen Berufswechsel auf der Zwei-Steller-Ebene zu verzeichnen gehabt (auf der Drei-Steller-Ebene wechselten 13,2%, auf der Ebene der 40 Berufsabschnitte 10,5%). Gut 70% davon wechselten ebenfalls den Arbeitgeber und den Wirtschaftszweig, 12% nur den Arbeitgeber¹⁰. 17% übten am Jahresende bei dem gleichen Arbeitgeber und im gleichen Wirtschaftszweig einen anderen Beruf aus.

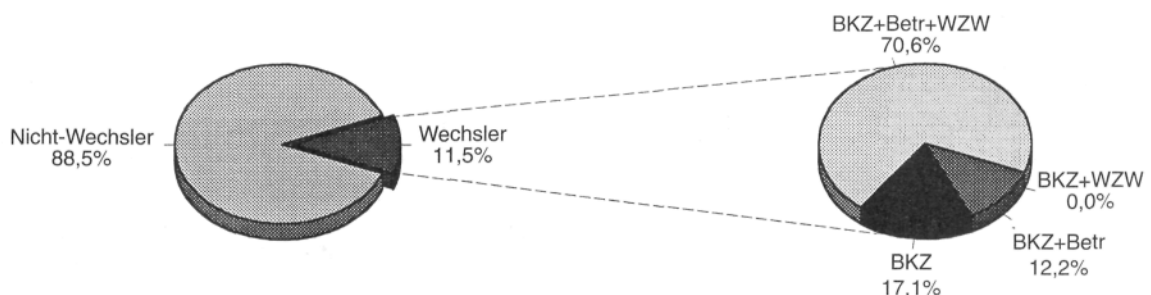
3.3 Beschreibung der Kovariaten und deskriptive Auswertungen

In Abschnitt 2 wurden die wichtigsten aus theoretischer Sicht zu erwartenden Kovariate bereits aufgeführt. Die vielleicht wichtigste dieser Variablen ist das Verhältnis zwischen Lohn im bisherigen Beruf zu Lohn im zukünftigen Beruf. Dieses Verhältnis wird ganz wesentlich beeinflusst durch die Berufszugehörigkeitsdauer im bisherigen Beruf, denn diese Dauer spiegelt den Zeitraum wider, in dem berufsspezifisches Humankapital gebildet wurde (vgl. hierzu auch Abschnitt 4. 1). Insofern ist zu erwarten, daß dieser Variablen eine wichtige Bedeutung in der Analyse zukommen wird.

Der Längsschnittcharakter der IAB-Stichprobe erlaubt ein Berechnen der Berufszugehörigkeitsdauer. Wir wissen, daß diese retrospektiven Angaben sehr zuverlässig sind¹¹, da sie zeitnah erfaßt wurden und nicht durch das sonst häufig in Befragungen vorzufindende mangelnde Erinnerungsvermögen der Beteiligten verfälscht sind. Auf der anderen Seite ist zu berücksichtigen, daß die Historikdatei erst im Jahre 1975 beginnt. Informationen aus den Jahren davor sind für uns somit nicht verfügbar. Die Berufszugehörigkeitsdauer ist als zeitbezogene Variable zu diesem Zeitpunkt also abgeschnitten. Diese Linkszensierung in den Daten erfordert daher eine besondere Sorgfalt bei der Analyse (zum Problem der Linkszensierung vgl. Blossfeld u.a. 1986).

Abbildung 2: Ausmaß der beruflichen Mobilität der Beschäftigten in 1989

Basis: Berufskennziffer (BKZ) Zwei-Steller



Anzahl der Beschäftigten in der IAB-Stichprobe in 1989: 229,355
BKZ = Beruf, Betr = Betrieb, WZW = Wirtschaftszweig

Angesichts des Problems der Linkszensurierung der Berufszugehörigkeitsdauer bieten sich zwei grundsätzliche Vorgehensweisen an: Zum einen können wir die berufliche Mobilität von allen Arbeitnehmern untersuchen, von denen anzunehmen ist, daß sie erst nach 1975 dem Arbeitsmarkt zur Verfügung standen. Dies entspräche einer Verlaufsuntersuchung bestimmter Jahrgangskohorten, dessen älteste Kohorte in 1975 nicht älter als das minimale Schulabgangsalter (15 Jahre) gewesen sein darf¹². Auf diese Art und Weise kann man zu Aussagen gelangen, die sich auf bestimmte Geburtskohorten (nämlich 1960 bis 1970 bei mindestens fünf Beobachtungsjahren) sowie bestimmte Altersklassen (16 bis 30 Jahre) beziehen.

Da uns jedoch auch die Mobilität von Personen jenseits dieser Altersgrenze interessiert (viele Studenten verlassen erst in diesem Alter die Universität), schlagen wir einen anderen Weg ein. Wir beschränken unsere Analysen auf ein Jahr, das die Verwendung möglichst vieler retrospektiver Information zuläßt. In unserem Fall ist dies das letzte durchgehende Beobachtungsjahr, nämlich 1989. Damit können wir die Berufszugehörigkeit 14 Jahre zurückverfolgen. Wir glauben damit den Effekt der Berufszugehörigkeit auf die berufliche Mobilität weitestgehend erfaßt und die Auswirkungen der Linkszensurierung unserer bedeutendsten erklärenden Variable weitestgehend in den Griff bekommen zu haben. Wir müssen zu dieser Vorgehensweise zwar einräumen, daß wir nur einen Teil der uns zur Verfügung stehenden Längsschnittinformation nutzen. Jedoch scheint uns die adäquate Berücksichtigung der retrospektiven Berufszugehörigkeit in diesem Fall wichtiger zu sein als die Berücksichtigung der Effekte individueller Heterogenität. Hier besteht ein gewisser Trade-Off.

¹² Diese Vorgehensweise wurde z.B. in Topel/Ward (1992) gewählt, die in einem Proportional-Hazard-Modell die betriebliche Mobilität von Schulabgängern zwischen 1957 und 1972 untersuchten.

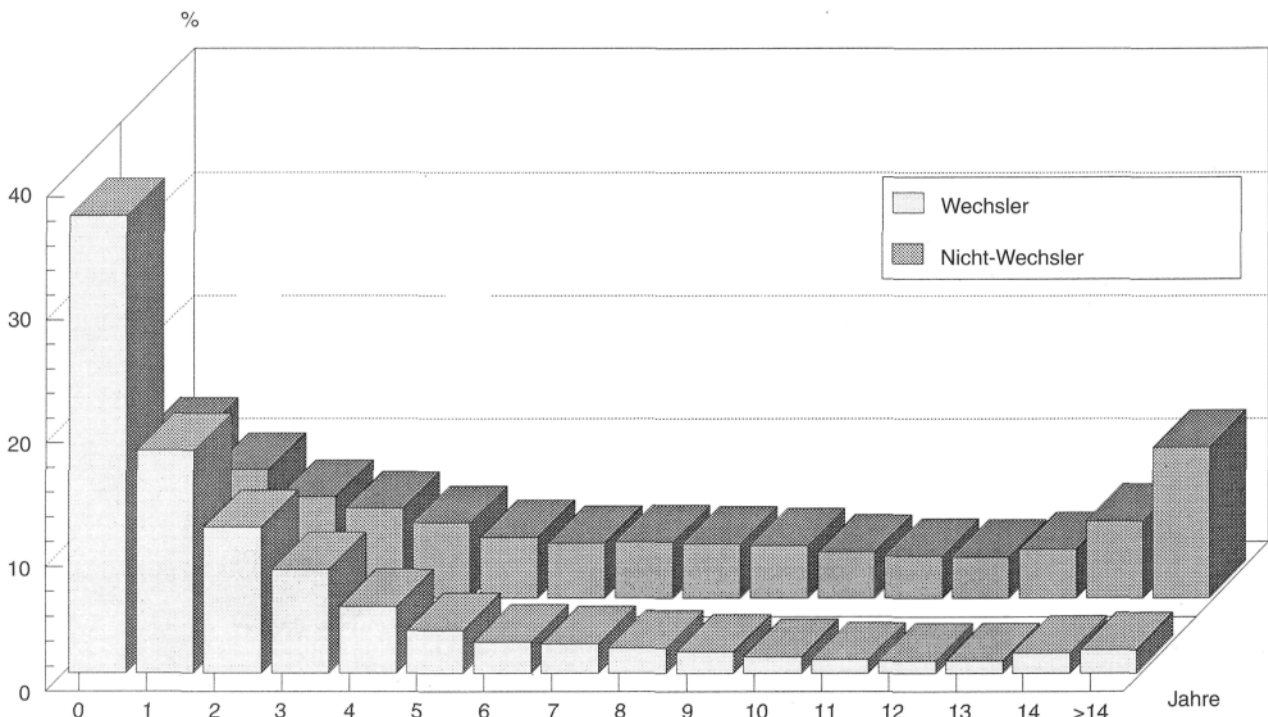
Ein weiteres Problem ist die Behandlung von Perioden der Nichterwerbstätigkeit. Gerade bei Frauen, die sich zum Zwecke der Kindererziehung für bestimmte Zeit vom Arbeitsmarkt zurückgezogen haben, würde das Einbeziehen dieser Nichterwerbstätigkeitsphasen in die Berufszugehörigkeitsdauer diese Dauer erheblich überschätzen. Aus diesem Grund wählen wir die Berufszugehörigkeitsdauer als Nettogröße, d.h. Phasen der Nichterwerbstätigkeit sind bereits herausgerechnet.

Die Verteilung der Berufszugehörigkeitsdauer für Wechsler und Nicht-Wechsler ist in Abbildung 3 dargestellt. Wie auch im folgenden für die anderen Kovariaten wollen wir Wechsler und Nicht-Wechsler getrennt darstellen, denn die deskriptiven Auswertungen liefern bereits an dieser Stelle offenkundige Unterschiede zwischen beiden Gruppen. Bei den Nicht-Wechslern ist bezüglich der Berufszugehörigkeitsdauer zu beachten, daß diese Variable rechtszensiert ist, die gesamte Berufszugehörigkeitsdauer ist erst nach einem Wechsel oder dem endgültigen Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt zu beobachten.

Wie in Abbildung 3 zu sehen ist, ist die abgeschlossene Berufszugehörigkeitsdauer bei Wechslern im Schnitt deutlich niedriger als die (rechtszensierte, und damit unterschätzte) Berufszugehörigkeitsdauer der Nicht-Wechsler. Diese Beobachtung läßt bereits an dieser Stelle ein hohes Risiko des Berufswechsels zu Beginn einer Berufskarriere vermuten, während dieses Risiko mit zunehmender Berufszugehörigkeitsdauer abnimmt.

Eine weitere Möglichkeit, den Zusammenhang zwischen Berufszugehörigkeitsdauer und Wechselrisiko zunächst noch ohne Einbeziehung von Kovariablen zu analysieren, ist die Anwendung des Product-Limit-Schätzers (vgl. Kiefer 1988). Abbildung 4 enthält die „Überlebensfunktion“ eines Arbeitnehmers, nach x Jahren der Berufszugehörigkeit noch im

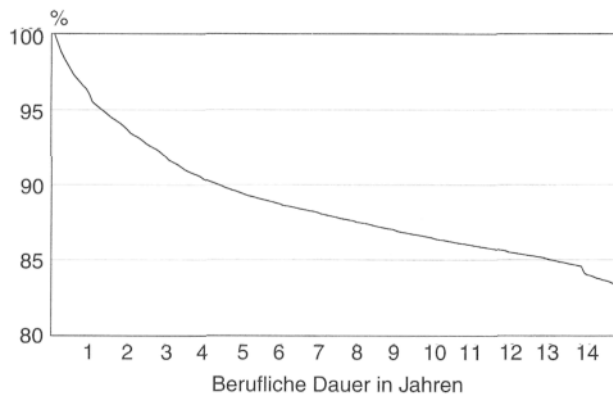
Abbildung 3: Retrospektive Verteilung der beruflichen Dauern für Berufswechsler und Nicht-Berufswechsler* für 1989



Die Berechnung basiert auf der IAB-Stichprobe; 26 476 Wechsler stehen 202 871 Nicht-Wechslern gegenüber.

*Nicht-Wechsler sind rechts-zensiert.

Abbildung 4: Survivalfunktion für den Verbleib im selben Beruf
Produkt-Limit-Schätzer



gleichen Beruf tätig zu sein. Auch hier scheint sich die Vermutung einer im Verlauf abnehmenden Berufswechselwahrscheinlichkeit zu bestätigen. Während bereits 4% der Beschäftigten nach dem ersten Jahr den Beruf gewechselt haben, befinden sich rund 84% nach 14 Jahren immer noch in demselben Beruf.

Eine besondere Rolle für die gesamtwirtschaftliche Bedeutung der beruflichen Mobilität spielt das Alter. Denn der zunehmende Alterungsprozeß in der deutschen Gesellschaft führt dazu, daß Mobilität im Alter immer wichtiger wird. In Abbildung 5 wird auf diesen Zusammenhang zwischen beruflicher Mobilität und Alter eingegangen. Dabei zeigt sich, daß die berufliche Mobilität ab dem Alter von 20 Jahren kontinuierlich sinkt. In der Altersgruppe 16 bis 20 Jahre hängt das Wechselrisiko davon ab, ob man Auszubildende mit einschließt oder nicht. Denn die Auszubildenden wechseln während der Ausbildung selten den Beruf, sondern frühestens nach Beendigung der Ausbildung.

Der abnehmende Zusammenhang zwischen beruflicher Mobilität und Alter ist sicherlich zu einem großen Teil mit der mit dem Alter in der Regel zunehmenden Berufszugehörigkeitsdauer zu erklären. Dennoch nimmt dies nichts von der klaren deskriptiven Aussage des Zusammenhangs beider Größen.

Wenn auch die Berufszugehörigkeitsdauer vielleicht die wichtigste der „erklärenden“ Variablen für das Berufswechselrisiko ist, so zeigt sich, daß eine Reihe weiterer Variablen einen wichtigen ergänzenden Erklärungsgehalt haben. Tabelle 1 enthält Mittelwerte (bzw. Anteile für Dummy-Variablen) sowie Standardabweichungen für alle Variablen, die später in den Schätzungen Verwendung finden sollen und über die IAB-Stichprobe verfügbar waren. Zum besseren Verständnis der Definition der in Tabelle 1 dargestellten Variablen sind einige zusätzliche Erklärungen hilfreich:

- Die *Qualifikationsvariablen* Abitur und Universitätsausbildung erfassen jeweils den höchsten Abschluß der Personen. Dabei wurden Fachhochschule und Universität zusammengefaßt. Basiskategorie ist in diesem Fall ein Arbeitnehmer mit Haupt- oder Realschulabschluß.
- Die Variablen zur *beruflichen Stellung* sind aus dem Datenmaterial vorgegeben. Arbeiter werden in die Kategorien Meister, Facharbeiter und Nichtfacharbeiter (Basiskategorie) eingeteilt, während Angestellte nicht weiter unterschieden werden.
- Die Variablen zur *Arbeitsmarkthistorie* bedürfen einer ausführlicheren Erklärung. Die „Anzahl der Berufswechsel pro Jahr“ soll Eigenschaften des Arbeitnehmers kontrollieren, die zu häufigen Berufswechsel führen, sich jedoch nicht in anderen Variablen widerspiegeln (beispielsweise Unzuverlässigkeit, mangelnde Integrationsfähigkeit, aber auch Flexibilität). Sie ist definiert als Verhältnis zwischen Anzahl der be-

Abbildung 5: Wahrscheinlichkeit des beruflichen Wechsels in Abhängigkeit vom Alter für 1989

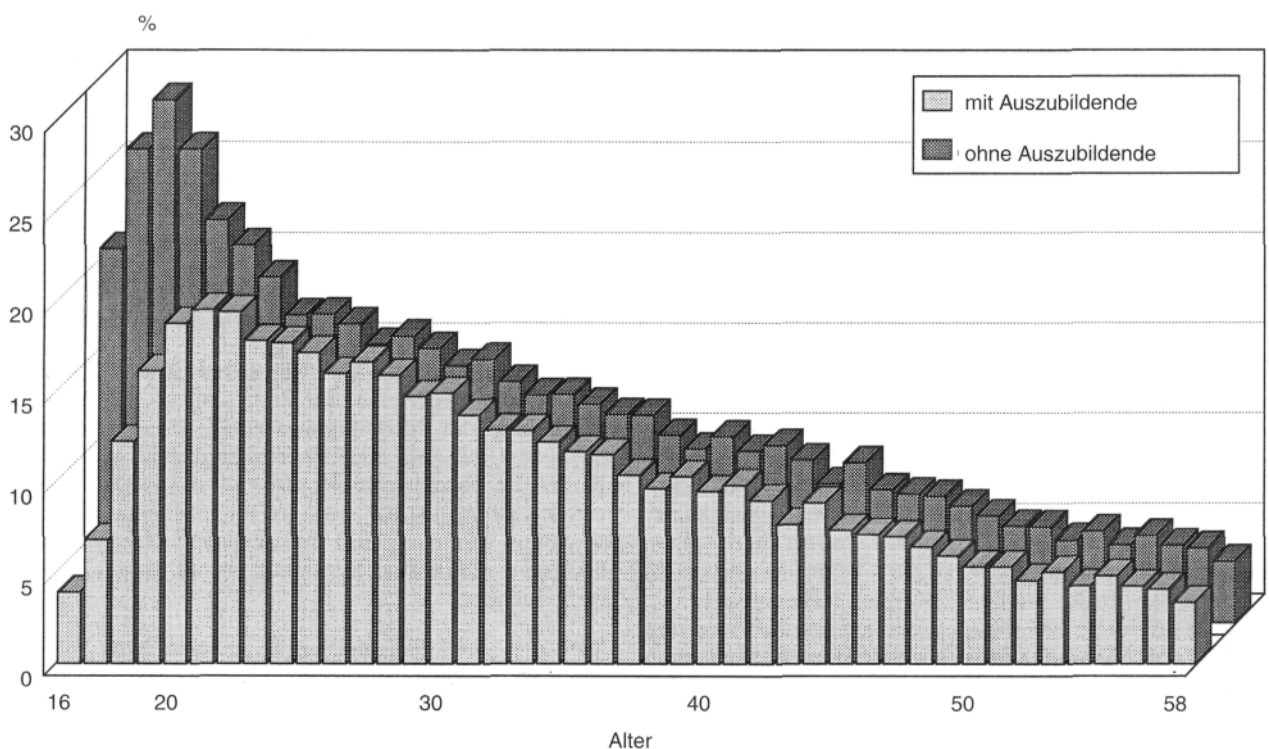


Tabelle 1: Statistiken für ausgesuchte Merkmale aus der IAB-Stichprobe für Berufswechsler/Nicht-Berufswechsler für 1989

Variable	Wechsler		Nicht-Wechsler	
	Mittelwert/ Anteil	Standard- abweichung	Mittelwert/ Anteil	Standard- abweichung
<i>Allgemeine Charakteristika</i>				
Geschlecht = weiblich	30,60	–	33,27	–
Alter	32,33	9,77	37,60	11,09
<i>Qualifikation</i>				
Abitur	2,98	–	2,96	–
Universitätsabschluß	4,21	–	5,73	–
Berufsabschluß	54,89	–	68,76	–
<i>Stellung im Beruf</i>				
Meister	1,01	–	2,07	–
Facharbeiter	25,31	–	27,80	–
Angestellter	29,22	–	45,51	–
<i>Berufliche Vorgeschichte</i>				
Anzahl beruflicher Wechsel (pro Jahr)	0,80	1,66	0,12	0,42
Anzahl beruflicher Wechsel (pro Jahr) für Arbeitsmarkteinsteiger	0,37	1,70	0,02	0,40
Dauer der Nicht-Erwerbstätigkeit (in Jahren)*	1,63	2,54	0,81	1,27
Positive Dauer der Nicht-Erwerbstätigkeit	79,42	–	29,70	–
Dauer seit der letzten Nicht-Erwerbstätigkeit (in Jahren)	2,88	2,80	5,09	3,57
Positive Dauer seit der letzten Nicht-Erwerbstätigkeit	17,85	–	29,68	–
Lohn im bisherigen Beruf (in TDM)*	2,75	1,09	3,32	1,13
Zensierter Lohn im alten Beruf	4,05	–	6,60	–
Lohn im neuen Beruf (in TDM)*	2,80	1,10	–	–
Zensierter Lohn im neuen Beruf	4,95	–	–	–
Universitätsausbildung während der Nicht-Erwerbstätigkeit	2,11	–	–	–
Wechsel zum Meister	0,75	–	–	–
<i>Firmengröße vor dem Berufswechsel</i>				
20–199 Beschäftigte	35,95	–	31,57	–
200–1999 Beschäftigte	22,11	–	30,02	–
≥ 2000 Beschäftigte	8,44	–	13,65	–
<i>Firmengröße nach dem Berufswechsel</i>				
20–199 Beschäftigte	36,51	–	–	–
200–1999 Beschäftigte	24,72	–	–	–
≥ 2000 Beschäftigte	9,38	–	–	–
<i>Arbeitsmarktcharakteristika</i>				
Arbeitslosenquote im bisherigen Beruf (in %)	8,72	3,62	7,62	3,97
Arbeitslosenquote im neuen Beruf (in %)	8,53	3,73	–	–
Mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer im bisherigen Beruf	11,66	2,16	11,21	2,04
Mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer im neuen Beruf	11,84	2,12	–	–
Anzahl der Beobachtungen	18 832		15 427 (10% Stichprobe)	

Die Basiskategorie ist ein männlicher, deutscher Nicht-Facharbeiter, der weder Abitur noch eine berufliche Ausbildung vorweisen kann und in einer Firma mit weniger als 20 Beschäftigten arbeitet. Auszubildende und Teilzeit-Beschäftigte wurden ausgeschlossen.

* Die Statistiken beziehen sich nur auf positive Werte.

rufflichen Wechsel seit erstmaliger Erfassung in der Beschäftigtenstatistik und der Dauer, wie lange jemand schon in der Beschäftigtenstatistik geführt ist. Die gleiche Variable wurde für Arbeitsmarkteinsteiger im letzten Jahr noch einmal aufgenommen, da bei diesen das Problem besteht, daß ein einmaliger Wechsel nach wenigen Monaten zu überhöhten Werten für die Zahl der Berufswechsel pro Jahr führt. Ohne diese zusätzliche Interaktion würde ein Arbeitnehmer, der nach 2 Monaten erstmalig den Beruf wechselt, nicht unterscheidbar sein von einem Arbeitnehmer, der in einem Arbeitsleben von 10 Jahren 60mal den Beruf wechselt. Diese Asymmetrie, die für die Arbeitsmarkteinsteiger besonders hoch ist, soll durch die Interaktionsvariable einigermaßen aufgefangen werden.

Die „Dauer der letzten Nichterwerbstätigkeitsperiode“ bezieht sich für die Wechsler in der Regel auf die Zeit zwischen Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses im bisherigen Beruf und Aufnahme einer Erwerbstätigkeit im neuen Beruf. Findet der Berufswechsel ohne zwischenzeitliche Nichterwerbstätigkeitsphase statt, so wird wie bei den Nichtwechslern verfahren und die jüngste Nichterwerbstätigkeitsphase während der Zugehörigkeit zum bisherigen Beruf berücksichtigt.

Der Lohn ist für diejenigen Arbeitnehmer, deren Verdienst oberhalb der jeweiligen Beitragsbemessungsgrenze in der Rentenversicherung lag (1989: DM 6.100,-), nach oben abgeschnitten. In diesen Fällen wird der Lohn mit der Bei-

tragsbemessungsgrenze angesetzt. Löhne aus zurückliegenden Jahren wurde unter Berücksichtigung der jeweils geltenden Beitragsbemessungsgrenze auf das Jahr 1989 hochgerechnet¹³. Die im ursprünglichen Datenmaterial ausgewiesenen Tageslöhne wurden auf Monatsbasis bezogen. Da die Löhne für Teilzeitbeschäftigte wegen der fehlenden Angabe der Wochenarbeitsstunden nicht vergleichbar sind mit denen für Vollzeitbeschäftigte, wurden diese bei der Betrachtung ausgeschlossen (ca. 10,3% der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten).

Für die Berufswechsler läßt sich anhand eines Vergleichs der Ausbildung vor und nach dem Wechsel bestimmen, ob der Arbeitnehmer die Zeit der Nichterwerbstätigkeit für ein Universitätsstudium benutzt hat. Als weitere Bedingung wurde in diesem Fall verlangt, daß dieser Zeitraum mindestens vier Jahre betragen hat. Eine ähnliche Vorgehensweise wurde zur Erfassung des beruflichen Aufstiegs vom Gesellen (Facharbeiter) zum Meister gewählt.

- Durch die *Firmengröße* läßt sich der Einfluß der Größe des (firmenspezifischen) internen Arbeitsmarktes auf die berufliche Mobilität abbilden. Hierzu wurden vier Kategorien gebildet.

- Die *Arbeitsmarktcharakteristika* umfassen die berufsspezifische Arbeitslosenquote sowie die mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer der Arbeitslosen in diesem Beruf. Die berufsspezifische Arbeitslosenquote setzt dabei Arbeitslose zu der Summe aus Beschäftigten und Arbeitslosen (sind ungefähr abhängige Erwerbspersonen) in dem jeweiligen Beruf in Beziehung. Die mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer des Bestandes der Arbeitslosen wurde – wie bei gruppierten Daten üblich – aus der Summe der zur Klassenmitte bewerteten mit den entsprechenden Anteilen gewichteten Dauerkategorien ermittelt (für die Kategorie mit einer Dauer über 24 Monate wurde ein Wert von 36 angesetzt)¹⁴.

Bereits aufgrund der Gegenüberstellung von Wechslern und Nichtwechslern einerseits und innerbetrieblichen versus außerbetrieblichen Wechsler andererseits lassen sich bestimmte Aussagen treffen. Demnach wechseln Männer häufiger innerhalb des Betriebes den Beruf als Frauen – eine Aussage, die in abgeschwächter Form auch Bestand hat, wenn die Teilzeitbeschäftigten miteinbezogen werden (35% Frauen bei den Wechslern versus 40% Frauen bei den Nichtwechslern). Außerbetriebliche Berufswechsler sind im Vergleich zu innerbetrieblichen Wechslern und Nichtwechslern in der Regel jünger und haben weniger häufig eine Universität besucht oder eine betriebliche Ausbildung absolviert. Meister und Angestellte wechseln deutlich weniger oft den Beruf in Verbindung mit einem Betriebswechsel, Angestellte sind auch innerhalb des Betriebes beruflich weniger mobil. Die Zahl der bisherigen beruflichen Wechsel erhöht das Risiko eines weiteren Wechsels erheblich, dabei besonders stark das Risiko eines gleichzeitigen Betriebswechsels. Nichterwerbstätigkeitsphasen wirken sich besonders stark bei außerbetrieblichen Wechslern aus. Wechsler, die zu einem anderen Betrieb gehen, verdienen im Schnitt deutlich weniger als die Nichtwechsler, die wiederum weniger verdienen als die innerbetrieblichen Wechsler. Nichtwechsler besitzen darüber hinaus ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko und haben im Falle des

Verlustes des Arbeitsplatzes bessere Chancen, einen neuen Arbeitsplatz zu finden. Außerbetriebliche Wechsler sind stärker in kleinen Betrieben konzentriert, während innerbetriebliche Wechsel meist in großen Betrieben stattfinden. Der multivariate Ansatz in Abschnitt 4.2 wird klären, ob diese Aussagen auch in einem multivariaten Kontext Bestand haben werden.

Neben diesem Vergleich der Wechsler und Nichtwechsler ermöglicht Tabelle 1 auch eine Betrachtung der Wechsler vor und nach dem Wechsel. So zeigt sich beispielsweise, daß der Lohn nach dem Wechsel im Durchschnitt nur unwesentlich über dem alten Lohn liegt und auch das Arbeitslosigkeitsrisiko und die zu erwartende Arbeitslosigkeitsdauer vorher und nachher sich nicht wesentlich voneinander unterscheiden. Eine weitere Analyse in Abschnitt 4.2 wird sich mit diesem Phänomen eingehend beschäftigen und dabei auch den Einfluß der ausbildungsbedingten Aufstiegsmobilität (Universitätsabgänger, Meisterabsolventen) berücksichtigen.

Die bisherigen Betrachtungen bezogen sich allein auf die Gegenüberstellung von Berufswechslern und Nichtwechslern. Es ist jedoch unter Umständen sinnvoll – wie in Abbildung 2 geschehen –, die Wechsler weiter in gleichzeitige Betriebswechsler und reine innerbetriebliche Berufswechsler zu unterteilen. Beispielsweise mag der interne Arbeitsmarkt einer Firma den Berufswechsel für den einzelnen Arbeitnehmer erleichtern, berufliche Mobilität im Sinne eines Karrieresprungs kann in der Regel leichter innerhalb einer Firma stattfinden. Auch Gründe der Datengenauigkeit sprechen für eine Trennung beider Mobilitätsprozesse (s.o.).

Dementsprechende Untersuchungen, die auf der Trennung außer- und innerbetrieblicher Wechsel basieren, wurden ebenfalls von uns durchgeführt, aus Gründen der Übersichtlichkeit und der Platzbeschränkung jedoch nicht explizit dargestellt. Stattdessen werden entsprechende Hinweise an dieser Stelle und in Abschnitt 4.2 gegeben.

Auf Tabelle 1 bezogen läßt sich für die Gruppe der innerbetrieblichen Wechsler eine grundsätzliche Ähnlichkeit zu den Nichtwechslern in vielen Merkmalen feststellen. Markante Unterschiede bestehen in dem vergleichsweise geringen Frauenanteil (24,4%), in der drei- bis vierfach so hohen vergangenen Wechselhäufigkeit sowie in einem leicht höheren Lohn. Außerdem liegt die durchschnittliche berufsspezifische Arbeitslosenquote etwas höher und ist der Betrieb der bisherigen Beschäftigung im Durchschnitt größer. Die zusammenfassenden Statistiken für die außerbetrieblichen Wechsler liegen etwa in der Größenordnung der in Tabelle 1 dargestellten Werte für alle Wechsler. Durch ihren hohen Anteil von 83% bestimmen sie weitestgehend die Durchschnittswerte. Im Vergleich zu den innerbetrieblichen Wechslern liegt der Wert bei den Universitätsabgängern höher (1,44% versus 0,23%), dagegen bei den Meisterabsolventen niedriger (0,53% versus 1,79%). Insgesamt weist unsere Stichprobe 15.424 außerbetriebliche Betriebswechsler und 3408 innerbetriebliche Wechsler auf.

4 Empirische Analysen zur beruflichen Mobilität

4.1 Schätzmodell

In Abschnitt 2 wurde ein theoretisches Modell hergeleitet, daß dazu diente, empirisch überprüfbare Hypothesen zu formulieren. Diese wurden in Form von partiellen Ableitungen dargestellt. Die diesen Ableitungen zugrundeliegende Gleichung (4) enthält jedoch eine Reihe von Argumenten, denen

¹³ Zur Hochrechnung wurde der Index der durchschnittlichen Bruttowochenverdienste der Arbeiter in der Industrie für die Jahre 1974 bis 1989 verwendet (vgl. Statistisches Bundesamt 1991, S. 560).

¹⁴ Die Angaben über die Arbeitslosen nach Berufen stammen aus der Strukturerhebung der Bundesanstalt für Arbeit zum September 1989.

kein meßbares empirisches Äquivalent gegenübersteht. Bereits die Differenz der Barwerte als ausschlaggebende Größe für die Mobilitätsentscheidung läßt sich nicht beobachten, stattdessen nur die daraus resultierende Entscheidung, ob eine Wechsel durchgeführt wurde oder nicht. Die entsprechende Indikatorvariable definiert sich folgendermaßen:¹⁵

$$(5) \text{ OCH} = \begin{cases} 1 & \text{wenn DPV} > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Auch die Argumente der Funktion f in Gleichung (4) sind nicht alle beobachtbar. Dies bezieht sich insbesondere auf das für die Mobilitätsentscheidung so bedeutsame Lohnverhältnis WP sowie auf die zukünftigen Nichterwerbstätigkeitsphasen ($t_1 - t_0$) und ($t_2 - t_0$). Dagegen ist der bisherige Lohn w^0 ebenso bekannt wie die zurückliegende Phase der Nichterwerbstätigkeit ($t_0 - t_{-1}$), die wir im folgenden mit DNE bezeichnen werden. Die Resterwerbstätigkeitsphase ($T - t_0$) entspricht der Differenz des Pensionsalters T und des gegenwärtigen Lebensalters (AGE).

Für den Einfluß der zukünftigen Nichterwerbstätigkeitsphase ohne Berufswechsel ($t_1 - t_0$) läßt sich zumindest ansatzweise durch die Einbeziehung von Variablen kontrollieren, die die relativen Chancen auf dem Arbeitsmarkt im bisherigen Beruf widerspiegeln (SLMR). Wir werden zwei derartige Variablen verwenden, die dieses spezifische Arbeitslosigkeitsrisiko abbilden sollen. Die erste Variable ist die berufsspezifische Arbeitslosenquote. Diese setzt sich multiplikativ zusammen aus dem Betroffenheitsrisiko eines Arbeitnehmers, in dem gewählten Beruf arbeitslos zu werden, sowie der durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer. Die Betroffenheitsquote spiegelt das Risiko wider, in dem ausgeübten Beruf arbeitslos zu werden; in dem Modellrahmen des Abschnitts 2 gesprochen: daß t_0 und t_1 zeitlich auseinanderfallen, gegeben t_{-1} und t_0 sind identisch. Dagegen steht die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer für die erwarteten Auswirkungen der Betroffenheit von Arbeitslosigkeit. Das theoretische Pendant ist in diesem Fall die erwartete vollendete Nichterwerbstätigkeitsphase ($t_1 - t_{-1}$). Es wäre wünschenswert gewesen, beide Elemente der berufsspezifischen Arbeitslosenquote getrennt zu erfassen, jedoch sind weder Angaben über die berufsspezifische Betroffenheitsquote noch über die abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer nach Berufen aus den amtlichen Statistiken erhältlich. Um dennoch den Effekt der (zu erwartenden) Arbeitslosigkeitsdauer ansatzweise erfassen zu können, verwenden wir die bisherige durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer des Bestandes an Arbeitslosen als zweite Proxy-Variablen. Bisherige empirische Untersuchungen für Deutschland (Cramer/Egle 1976) haben gezeigt, daß diese Arbeitslosigkeitsdauer ungefähr doppelt so groß ist wie die durchschnittliche abgeschlossene Arbeitslosigkeitsdauer des Arbeitslosenflows. Dieses Zahlenverhältnis ist bei der Interpretation zu berücksichtigen.¹⁶

¹⁵ Die folgenden Gleichungen beziehen sich entsprechend der Gleichung (4) auf den Zeitpunkt t_0 . Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde jedoch der Zeitindikator weggelassen.

¹⁶ Riese (1986, S. 46ff.) zeigt die Beziehung zwischen der für uns relevanten mittleren abgeschlossenen Arbeitslosigkeitsdauer des Arbeitslosenflows und der mittleren bisherigen Arbeitslosigkeitsdauer des Arbeitslosenbestandes auf. Nur für den Fall einer konstanten Hazardrate sind beide Dauern gleich. Hat die Hazardrate dagegen einen fallenden Verlauf (wie zahlreiche empirische Studien für Deutschland gezeigt haben), ist die mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer immer größer.

¹⁷ Grundsätzlich wäre es wie oben angedeutet möglich, dieses μ unter Zuhilfenahme der für die Wechsler vorhandenen Information unter Berücksichtigung des Selektionsprozesses der Mobilität zu schätzen. Wir haben in diesem Papier auf die aufwendige Modellierung dieses Schätzprozesses verzichtet. Nichtsdestoweniger räumen wir ein, daß die Schätzung des μ eine wertvolle Verbesserung darstellen könnte.

Für das Lohnverhältnis sowie die zu erwartende Nichterwerbstätigkeitsphasen im günstigsten Alternativberuf gibt es dagegen keine Möglichkeit, Proxy-Variablen zu verwenden. Information über den Alternativberuf kann nämlich nur dann generiert werden, wenn der Berufswechsel vollzogen worden ist. Dieses in Studien zu Mobilitätsvorgängen übliche Problem wird in der Regel entweder so angegangen, daß die Größen des alternativen Zustands (hier Alternativberuf) unter Zugrundelegung bestimmter restriktiver Annahmen geschätzt werden, oder indem auf die Berücksichtigung von Information über den alternativen Zustand gänzlich verzichtet wird. Im Falle des Arbeitsmarktrisikos im Alternativberuf werden wir den zweiten Weg einschlagen, da die uns zur Verfügung stehende Information eine Schätzung wenig aussichtsreich erscheinen läßt. Bei dem Lohnverhältnis verfahren wir dagegen anders: Das Lohnverhältnis WP war definiert worden als der Quotient zwischen dem Lohn im Alternativberuf (nur beobachtet für Wechsler) und dem Lohn im bisherigen Beruf. Die Auswirkungen von Nichterwerbstätigkeitsphasen wurden separat berücksichtigt, sodaß der Lohn $w_{t_0}^{0/n}$ durch Gleichung (3) bestimmt wurde. Daraus ergibt sich für das logarithmierte Lohnverhältnis:

$$\begin{aligned} (6) \ln WP_{t_0} &= \ln w_{t_0}^n - \ln w_{t_0}^0 \\ &= (\alpha_0^n X_{t_0}^n - \alpha_0^0 X_{t_0}^0) + (\alpha_1^n S_{t_0}^n - \alpha_1^0 S_{t_0}^0) + \alpha_2^0 \cdot \text{OCCEXP}_{t_0}^0 \\ &= (\alpha_0^n X_{t_0}^n - \alpha_0^0 X_{t_0}^0) + (\alpha_1^n - \alpha_1^0) S_{t_0}^0 + \alpha_2^0 \cdot \text{OCCEXP}_{t_0}^0 \\ &= \mu_{t_0} + (\alpha_1^n - \alpha_1^0) S + \alpha_2^0 \cdot \text{OCCEXP}_{t_0}^0 \end{aligned}$$

Die Differenz der logarithmierten Löhne (bzw. das logarithmierte Lohnverhältnis) läßt sich demnach zerlegen in einen unbeobachtbaren Teil μ und einen beobachtbaren Teil $(\alpha_1^n - \alpha_1^0)S + \alpha_2^0 \text{OCCEXP}$.¹⁷ Hierbei wurde implizit unterstellt, daß das allgemeine Humankapital in Form der Schulausbildung zwar eine unterschiedliche Ausbildungsrendite a_1 bedeuten kann, sich durch den Wechsel jedoch nicht ändert.

Nach Berücksichtigung dieser Betrachtungen ergibt sich für die Differenz der Barwerte

$$(7) \text{ DPV} = g(w^0, \text{REPL}, \text{DNE}, \text{SLMR}, \text{AGE}, \text{OCCEXP}, X, \epsilon)$$

wobei neben den besagten erklärenden Variablen eine Reihe weiterer Kontrollvariablen X sowie ein Störterm einbezogen wurden, die für weitere beobachtete (X) und unbeobachtete individuelle Heterogenität (ϵ) kontrollieren sollen. Insbesondere das μ schlägt sich in dem Störterm ϵ nieder.

Die Wahrscheinlichkeit, den Beruf innerhalb des Intervalls ($t, t + \Delta t$) zu wechseln, gegeben der Arbeitnehmer befindet sich in t noch im alten Beruf, ist dann:

$$\begin{aligned} (8) \lambda(t, t + \Delta t; Z, \epsilon) &= \Pr(\text{OCH}(t, t + \Delta t) = 1/T \geq t) \\ &= \Pr(\text{DPV}(t, t + \Delta t; Z, \epsilon) > 0/T \geq t) \end{aligned}$$

Z enthält dabei alle Argumente von $g(\cdot)$ außer OCCEXP, welche durch den Zeitindikator t erfaßt ist. Die uns vorliegenden Angaben über die Berufszugehörigkeitsdauer sind tagesgenau bei einem gesamten Zeitraum von maximal 15 Jahren. Somit liegt die Anwendung eines zeitstetigen Hazardratenmodells nahe. Der Zusammenhang zwischen der zeitraumbezogenen Formulierung in (7) und der zeitstetigen Hazardfunktion $\lambda(t; Z, \epsilon)$ ist:

$$(9) \lambda(t, t + \Delta t; Z, \epsilon) = 1 - \exp \left\{ - \int_t^{t+\Delta t} \lambda(s; Z, \epsilon) ds \right\}$$

Wir wählen als funktionale Form für λ die Spezifikation des Proportional Hazard Modells von Cox mit separabler Baseline Hazard:

$$(10) \lambda(\text{OCCEXP}; Z, \varepsilon) = \exp(Z'\beta) \lambda_0(\text{OCCEXP}, \varepsilon)$$

Der Einfluß der Kovariablen Z wird dabei durch eine log-lineare funktionale Form approximiert, nur für einzelne Variablen wie Alter und Verdienst lassen wir einen Zusammenhang quadratischer Art zu. Die Schätzung des Modells in (9) erfolgt durch die Methode der Partial Likelihood (vgl. Kiefer 1988). Dabei bleibt die Base Line Hazard λ_0 unspezifiziert und ergibt sich als residuale Größe der Schätzung. Diese nichtparametrische Form der Modellierung erweist sich als flexibler in bezug auf den zeitbezogenen Effekt der Betriebszugehörigkeitsdauer auf die Hazardfunktion. Die Kovariablen Z , die in diesem Modell zeitinvariabel definiert wurden, lassen sich jedoch ohne größere Veränderung des Modells auch zeitvariabel ansetzen¹⁸.

¹⁸ Zeitvariable Kovariablen ändern bei der Partial Likelihood-Schätzung der β wenig, können jedoch die Schätzung der Baseline Hazard stark beeinflussen (s.u.).

¹⁹ Eine andere Möglichkeit wäre gewesen, den Lohnsatz oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze zu schätzen. Der uns zur Verfügung stehende Datensatz bietet dazu jedoch kaum genügend individuelle Information. Da aus dem Modell in Abschnitt 2 nicht der Lohnsatz selbst, sondern das Verhältnis der Löhne die bedeutende Variable ist, sollte unsere Vorgehensweise an dieser Stelle ausreichend sein.

4.2 Ergebnisse

4.2.1 Berufliche Mobilität

Auf Basis des im vorangegangenen Abschnitt geschilderten ökonomischen Modells soll in diesem Abschnitt eine multivariate Analyse der beruflichen Mobilität vorgenommen werden. Die verwendeten Regressoren wurden bereits im Zusammenhang mit Tabelle 1 beschrieben und repräsentieren im wesentlichen die Einflußvariablen aus Gleichung (7). Einige Anmerkungen sind dennoch an dieser Stelle angebracht, bevor auf die Schätzergebnisse näher eingegangen wird. Die Lohnersatzquote (REPL) aus Gleichung (7) ist für alle Individuen gleich. Somit ist sie implizit in der Base Line Hazard enthalten. Der Lohnsatz wird – wie oben beschrieben – nur zensiert beobachtet. Wir werden die Zensierung durch eine Dummy-Variable berücksichtigen, die bei Zensierung den Wert der Beitragsbemessungsgrenze annimmt¹⁹. Die letzte Nichterwerbstätigkeitsphase wird sowohl allein als auch interagiert mit der Dauer seit Beendigung dieser Phase berücksichtigt. Diese interagierte Variable gibt an, wie sich der Effekt der zurückliegenden Nichterwerbstätigkeitsphase (und der damit verbundenen Abwertung des Humankapitals) mit der Zeit abschwächt.

In Tabelle 2 sind drei Schätzungen dargestellt. Die Schätzungen wurden angesichts des gewaltigen Datensatzes von knapp 230.000 Individuen auf einer zufälligen 10%

Tabelle 2: Geschätzte Proportional Hazard Cox Modelle für berufliche Mobilität in der IAB-Stichprobe für 1989

Variable	(1)	(2)	(3)
<i>Allgemeine Charakteristika</i>			
Geschlecht	–0,374 * (–5,97)	–0,275 * (–4,51)	männlich
Alter	–0,069 * (–22,85)	–0,054 * (–18,67)	–0,073 * (–19,45)
Alter quadriert/100	0,061 (2,44)	–0,096 * (–3,95)	0,036 (1,18)
<i>Qualifikation</i>			
Abitur	0,501 * (3,70)	0,561 * (4,19)	0,264 (1,48)
Universitätsabschluß	0,805 * (5,53)	0,719 * (4,98)	0,749 * (4,41)
Beruflicher Abschluß	–0,020 (–0,29)	–0,039 (–0,60)	0,044 (0,54)
<i>Stellung im Beruf</i>			
Meister	–0,805 * (–2,88)	–0,943 * (–3,29)	–0,753 * (–2,57)
Facharbeiter	–0,366 * (–4,69)	–0,381 * (–5,12)	–0,498 * (–5,55)
Angestellter	–0,444 * (–5,06)	–0,530 * (–6,13)	–0,399 * (–3,55)
<i>Berufliche Vorgeschichte</i>			
Anzahl beruflicher Wechsel (pro Jahr)	2,634 * (50,23)	–	2,538 * (40,25)
Anzahl beruflicher Wechsel (pro Jahr) für Arbeitsmarkteinsteiger	–2,186 * (–46,43)	–	–2,106 * (–36,90)
Dauer der Nicht-Erwerbstätigkeit (in Jahren)	0,336 * (36,67)	0,378 * (43,79)	0,394 * (32,86)
Dauer der N.E. · Dauer seit der letzten Nicht-Erwerbstätigkeit	–0,316 * (–9,34)	–0,176 * (–11,46)	–0,177 * (–8,63)
Lohn im bisherigen Beruf	–0,172 * (–5,55)	–0,254 * (–8,48)	–0,190 * (–5,06)
Lohn quadriert	0,037 * (2,68)	0,086 * (6,32)	0,052 * (3,15)
Zensierter Lohn im bisherigen Beruf	0,063 (1,31)	0,081 (1,65)	0,072 (1,32)
<i>Firmengröße</i>			
20–199 Beschäftigte	0,034 (0,56)	0,099 (1,68)	0,016 (0,22)
200–1999 Beschäftigte	–0,388 * (–5,25)	–0,333 * (–4,56)	0,458 * (–5,10)
≥ 2000 Beschäftigte	–0,531 * (–5,21)	–0,547 * (–5,39)	–0,554 * (–4,61)
<i>Arbeitsmarktcharakteristika</i>			
Arbeitslosenquote im bisherigen Beruf (in %)	0,016 (1,89)	0,028 * (3,57)	0,022 (2,14)
Mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer im bisherigen Beruf	0,060 * (4,80)	0,074 * (5,97)	0,059 * (4,01)
Likelihood-Ratio – χ^2 (d.o.f.)	5 640,03 (48)	3 669,58 (46)	3 906,53 (47)
Mc Fadden's Pseudo R ²	0,513	0,100	0,162
Anzahl der Beobachtungen	17 395	17 395	11 642

Test-Statistiken, die auf dem 1%-Level signifikant sind, sind mit einem Stern (*) gekennzeichnet. Die Basiskategorie ist in Tabelle 1 beschrieben; Alter, Lohn, spezifische Arbeitslosenquote und die mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer sind zu ihrem Median bewertet. Verschiedene Nationalitäts-, Regionen- und Branchendummies wurden in der Regression berücksichtigt, jedoch der Übersichtlichkeit halber nicht ausgewiesen.

Substichprobe durchgeführt. Alter, Herkunftsverdienst sowie die beiden Arbeitsmarktcharakteristika wurden dabei um den Median bereinigt, um die Base Line Hazard als Hazardfunktion eines Medianarbeitnehmers interpretieren zu können. Schätzung (1) bezieht alle dargestellten Variablen mit ein, darüberhinaus sind noch (nicht abgebildete) Nationalitäten-, Bundesland- und Branchendummies berücksichtigt. Schätzung (2) unterscheidet sich von Schätzung (1) darin, daß die Anzahl der bisherigen Berufswechsel pro Jahr nicht als Regressoren berücksichtigt wurde. Diese Variable, die die Abhängigkeit des Wechselprozesses von den Wechselereignissen in der Vergangenheit abbildet (occurrence dependence), kann in bestimmten Fällen zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen, so z.B. bei autoregressivem Störterm. Schätzung (3) bezieht sich nur auf männliche Arbeitnehmer, um mögliche Unterschiede zwischen den Geschlechtern aufzeigen zu können²⁰.

Die Schätzergebnisse in Tabelle 2 bestätigen weitestgehend die aus der deskriptiven Analyse gewonnenen Aussagen. Die dargestellten Koeffizienten sind die B in Gleichung (10). So ist beispielsweise der Koeffizient des Geschlechtes in Spalte (1) so interpretierbar, daß das Risiko des Berufswechsels einer Frau nur 69% ($= \exp(-0,374)$) des Risikos eines Mannes beträgt. Diese geschlechtsspezifischen Unterschiede hängen möglicherweise mit unterschiedlich engen Abgrenzungen typischer Männer- und Frauenberufe zusammen. Auch erwartete zukünftige Erwerbsunterbrechungen mögen eine Rolle spielen für die geringere berufliche Mobilität bei Frauen. Wenn man außer- und innerbetriebliche Wechsel getrennt untersucht, zeigt sich, daß geschlechtsspezifische Unterschiede nur bei gleichzeitigem Betriebswechsel festgestellt werden können. Die genannten Argumente scheinen demnach nur für außerbetriebliche Wechsel Gültigkeit zu haben.

Der Alterseffekt ist selbst bei konstant gehaltener Berufszugehörigkeitsdauer stark negativ, jedes weitere Jahr über das Medianalter von 37 Jahren hinaus reduziert die Wechselwahrscheinlichkeit um rund 7%. Dieser mobilitätshemmende Effekt des Alters findet sich in nahezu allen empirischen Studien zu Mobilitätsverhalten, unabhängig von der Art der Mobilität und bestätigt die theoretischen Überlegungen in Abschnitt 2.

Ein höherer Bildungsgrad läßt das Berufswechselrisiko steigen. Aus Gleichung 6 hat der Bildungsabschluß (S) dann einen positiven Einfluß, wenn die Differenz der Ausbildungsrenditen im neuen und bisherigen Beruf positiv ist. Dies ist regelmäßig der Fall bei beruflichem Aufstieg. Blossfeld (1987) beispielsweise hat herausgefunden, daß Bildung im Falle der Aufstiegsmobilität einen signifikant positiven Einfluß, im Falle der horizontalen Mobilität dagegen einen insignifikanten Effekt besitzt. Wir können anhand des uns zur Verfügung stehenden Datenmaterials nicht zwischen beiden Arten der Mobilität unterscheiden, so daß wir nicht ausschließen können, beide Effekte miteinander zu vermischen. Wir glauben zwar, daß die Abgrenzung der Berufsgruppen (auf 2-Steller-Ebene) weitestgehend so erfolgt, daß der größte

Teil der Aufstiegsmobilität innerhalb einer Berufsgruppe stattfindet, also nicht als berufliche Mobilität registriert wird. Dennoch können wir nicht ausschließen, daß wir auch Aufstiegsmobilität miterfaßt haben²¹. Andererseits führt die Trennung von außer- und innerbetrieblichem Wechsel zu dem Ergebnis, daß gerade der Universitätsabschluß für gleichzeitige Betriebswechsler einen ungleich stärkeren Einfluß besitzt. Wenn man realistischerweise annimmt, daß der größte Teil der Aufstiegsmobilität innerhalb einer Firma stattfindet, so sollte der höhere Bildungsabschluß eigentlich für die innerbetrieblichen Wechsler eine höhere Relevanz besitzen. Möglicherweise spielt hier auch die Abgrenzung der Berufe auf der 2-Steller-Ebene eine Rolle, die unterschiedlich scharf vorgenommen wird. Wenn die Berufe, die einen höheren Bildungsabschluß verlangen, schärfer abgegrenzt werden, könnte allein diese Tatsache die Ergebnisse hervorrufen²².

Die folgenden drei Variablen – berufliche Ausbildung, Meisterposition sowie Facharbeiter – sind allesamt Variablen, die berufsspezifische Humankapitaleffekte erfassen. Denn mit der beruflichen Ausbildung wurden spezifische Fachkenntnisse erworben, solche Kenntnisse, die den Facharbeiter vom Nichtfacharbeiter unterscheiden. Die berufliche Stellung als Meister ist mit weiteren zusätzlichen Fachkenntnissen verknüpft. Die Schätzergebnisse bestätigen somit das erwartete Resultat, daß ein Meister seltener den Beruf wechselt als ein Facharbeiter, der wiederum eher dem alten Beruf treu bleibt als der Nichtfacharbeiter. Bei der beruflichen Ausbildung hingegen ist davon auszugehen, daß Meißfehler (die berufliche Ausbildung muß nicht in dem derzeit ausgeübten Beruf erfolgt sein!) die Ergebnisse hin zur Insignifikanz in den Modellen 1 und 3 verzerren. Der negative Effekt für Angestellte rührt zum Teil daher, daß Angestellte im Gegensatz zu Arbeitern nicht weiter nach der Stellung im Beruf unterteilt werden. Darüber hinaus könnte die bei Angestellten zu vermutende höhere Sicherheit des Arbeitsplatzes eine Rolle spielen.

Einen besonders starken Effekt besitzen die Häufigkeit vergangener Berufswechsel sowie vergangene Nichterwerbstätigkeitsphasen. So liegt die berufliche Mobilität bei einem durchschnittlichen Arbeitnehmer mit einer vergangenen Wechselhäufigkeit von einem Wechsel in fünf Jahren um rund 67% über der beruflichen Mobilität eines Arbeitnehmers, der noch nie den Beruf gewechselt hat. Ist der Arbeitnehmer allerdings erst im vergangenen Jahr in den Arbeitsmarkt eingetreten, so verringert sich der Unterschied auf rund 9%. Eine direkt vorangegangene Nichterwerbstätigkeitsphase von 2 Jahren verdoppelt die Wechselwahrscheinlichkeit. Liegt diese Nichterwerbstätigkeitsphase dagegen bereits 2½ Jahre zurück, hat sie keinen Einfluß mehr auf die berufliche Mobilität. In diesem Fall ist davon auszugehen, daß der negative Effekt der Nichterwerbstätigkeit auf das spezifische Humankapital aufgewogen worden ist. Der starke Einfluß der Häufigkeit vergangener Berufswechsel zeigt sich auch bei einem Vergleich zwischen den Ergebnissen von Modell 1 und 2. Fast sämtliche Koeffizienten haben in Modell 2 einen betragsmäßig höheren Wert angenommen. Jedoch bleibt die Signifikanz der Ergebnisse weitestgehend unberührt. Weitaus bedeutsamer als der Effekt auf die anderen Koeffizienten ist jedoch der Effekt der Einbeziehung der vergangenen Berufswechselhäufigkeit auf den Verlauf der Verbleibsfunktion (siehe unten).

Für den Lohn im bisherigen Beruf wurde aus dem theoretischen Modell in Abschnitt 2 zunächst kein Einfluß vorhergesagt. Die Schätzergebnisse in sämtlichen Modellen signali-

²⁰ Auf die Darstellung der Schätzungen, die außer- und innerbetriebliche Wechsel unterscheiden, wird hier aus Platzgründen verzichtet. Wenn Unterschiede qualitativer Art in den Schätzergebnissen zwischen beiden Wechselarten bestehen, ist darauf im Text verwiesen.

²¹ Eine (hier nicht betrachtete) Möglichkeit wäre, den einzelnen Berufen Prestige-Werte zuzuweisen (z.B. die Magnitudskala von Wegener) und diese Information ähnlich den berufsspezifischen Arbeitslosenquoten und -dauern in die Schätzung miteinzubeziehen.

²² Eine dementsprechende Auswertung, die die Abgrenzung der Berufe sowie den Prozeß, von wo nach wohin gewechselt wird, problematisiert, ist für die Zukunft geplant.

sieren jedoch einen negativen Effekt des Lohnes im Bereich des Medianlohns von DM 3.090,-. Erst bei Werten kurz unterhalb oder oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze schwächt sich der Einfluß bis hin zur Insignifikanz ab. In diesem Punkt ist eine getrennte Betrachtung der außer- und innerbetrieblichen Wechsler hilfreich. Während nämlich der Lohneffekt bei den außerbetrieblichen Wechsler im gesamten Bereich negativ ist, ist er für die innerbetrieblichen Wechsler positiv. So liegt die Wechselwahrscheinlichkeit eines Arbeitnehmers mit einem Verdienst von DM 4.000,- im Falle des außerbetrieblichen Wechsels um rund 22% niedriger und im Falle des innerbetrieblichen Wechsels um rund 23% höher als das entsprechende Risiko eines Medianverdieners. Wenn die Vielverdiener häufiger innerhalb des Betriebes den Beruf wechseln, so kann das daran liegen, daß sie häufiger weiter oben auf der Karriereleiter stehen und durch einen Berufswechsel innerhalb des Betriebes noch weiter hinaufklettern wollen. Für die außerbetrieblichen Wechsler spielt dieser Aspekt keine Rolle. Hier kann eine mögliche Erklärung für den negativen Lohneffekt die Korrelation der Lohndifferentialbestandteile mit dem bisherigen Lohn sein, sodaß über den bisherigen Lohn ein Teil der Effekte des Lohndifferentials eingefangen wird.

Die Schätzergebnisse für die Firmengröße bestätigen das schon aus Tabelle 1 zu erwartende Ergebnis, daß die Wechselwahrscheinlichkeit mit zunehmender Größe des Betriebes abnimmt. Topel/Ward (1992) stellen für die betriebliche Mobilität ebenfalls eine mit der Firmengröße abnehmende Wechselwahrscheinlichkeit fest und führen dieses Phänomen auf den größeren internen Arbeitsmarkt eines Großunternehmens zurück. Die Trennung der außer- und innerbetrieblichen Wechsler bestätigt die Ergebnisse von Topel/Ward. Für die Betriebswechsler in unserer Stichprobe wird der zuvor aufgezeigte Effekt eher noch verstärkt, während er für die reinen innerbetrieblichen Wechsler genau umgekehrt ist. Je größer die Firma, desto größer die Wahrscheinlichkeit eines innerbetrieblichen Wechsels, aber desto kleiner die Wahrscheinlichkeit eines gleichzeitigen Berufswechsels.

Die Proxy-Variablen des spezifischen Arbeitsmarktrisikos – die berufsspezifische Arbeitslosenquote und die mittlere Arbeitslosigkeitsdauer – besitzen den aus dem Modell vorhergesagten positiven Einfluß. Dabei ist der Effekt der mittleren Arbeitslosigkeitsdauer deutlich stärker. Eine Verlängerung dieser Dauer (in Modell 1) um einen Monat hat densel-

ben Effekt wie ein Anwachsen der Arbeitslosenquote um vier Prozentpunkte, nämlich eine Erhöhung des Wechselrisikos um rund 6%. Im Verhältnis zu den Einflüssen der individuellen Merkmalen sind diese Effekte jedoch eher bescheiden.

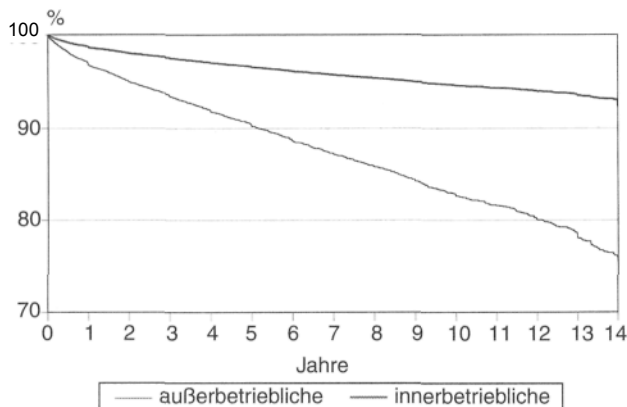
Die Ergebnisse für die Teilgruppe der Männer, die im Vergleich zu den Frauen ein geringfügig höheres Wechselrisiko haben, stimmen im wesentlichen mit denen für die Gesamtpopulation überein (Modell 3 versus Modell 1). Aus diesem Grunde erscheint die Einbeziehung beider Subpopulationen in eine Schätzung wenig problematisch.

In Abschnitt 4.1 wurde die Bedeutung der Berufszugehörigkeitsdauer als wichtige Einflußvariable für den Lohnunterschied im bisherigen und alternativen Beruf betont. Das gewählte Schätzmodell – das Proportional Hazard Modell von Cox – läßt den Zusammenhang zwischen dieser Dauer und der Wechselwahrscheinlichkeit unspezifiziert, die Dauer geht nichtparametrisch in die Base Line Hazard λ_0 ein. Eine Möglichkeit, die Base Line Hazard in Abhängigkeit von der Berufszugehörigkeitsdauer zu ermitteln, ist in Kalbfleisch/Prentice (1980, S. 85f.) dargestellt. Die Schätzung erfolgt in Anlehnung an das Kaplan-Meier-Schätzverfahren, wobei die Cox Baseline relativen Hazards (der erste exponentielle Ausdruck in Gleichung 10) als Gewichte verwendet werden.

Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in den Abbildungen 6a und 6b dargestellt. In Abbildung 6a werden zunächst für das Modell 1 außerbetriebliche und innerbetriebliche Wechsler gegenübergestellt. Während gut 95% der Arbeitnehmer nach 14 Jahren noch keinen innerbetrieblichen Wechsel vollzogen haben, liegt der entsprechende Anteil bei den außerbetrieblichen Wechsler bei rund 79%. Die Base Line Hazard (als Ableitung der Base Line Survival Funktion) liegt somit bei den außerbetrieblichen Wechsler um ein Vielfaches über der der innerbetrieblichen Wechsler. Dies hatte sich ja bereits bei dem quantitativen Verhältnis beider Gruppen in Abbildung 2 angedeutet.

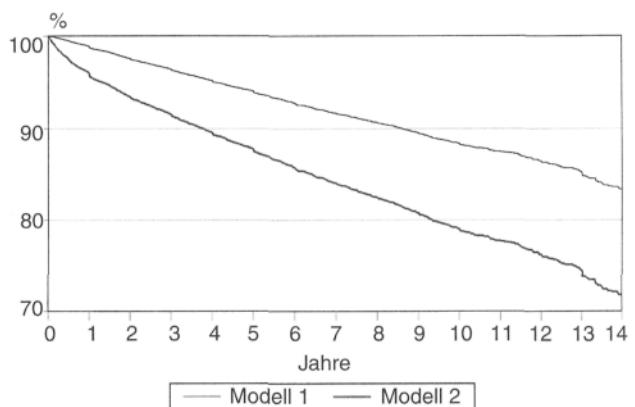
Für alle Wechsler ist die Base Line Survival Funktion für die Modelle 1 und 2 in Abbildung 6b dargestellt. Für Modell 1 ist die Base Line Hazard im Schnitt nur ungefähr halb so groß wie für Modell 2. Dies ist darauf zurückzuführen, daß die Base Line Hazard in Modell 1 sich auf einen Arbeitnehmer mit keinen bisherigen beruflichen Wechseln bezieht, während das Modell 2 einen in dieser Beziehung durchschnittlichen Arbeitnehmer betrachtet. Während die Verbleibsfunktion für

Abbildung 6a: Baseline Survival Funktionen für Modell 1
Außerbetriebliche versus innerbetriebliche Wechsler



Anmerkung: zur Berechnungsmethode siehe Text

Abbildung 6b: Baseline Survival Funktionen für die Modelle 1 und 2



Anmerkung: zur Berechnungsmethode siehe Text

Modell 2 leicht konvex ist, ist sie für Modell 1 nahezu linear fallend. Somit ist für Modell 1 von einer konstanten, für Modell 2 dagegen von einer leicht fallenden Baseline Hazard Funktion auszugehen²³. Die Wechselwahrscheinlichkeit ist demnach in Modell 1 im zeitlichen Verlauf konstant, während sie in Modell 2 mit zunehmender Berufszugehörigkeitsdauer abnimmt.

Wie sind die abweichenden Ergebnisse bezüglich des zeitlichen Verlaufs der beiden Hazards zu erklären? Welche Schlußfolgerungen sind daraus zu ziehen? Der Unterschied zwischen den beiden Modellen besteht in der Einbeziehung der Anzahl vergangener Berufswechsel in Modell 1. Auf diese Art und Weise sollte der Teil der individuellen Heterogenität aufgefangen werden, der nicht anderweitig im Modell erfaßt ist (beispielsweise Unzuverlässigkeit, mangelnde Integrationsfähigkeit, aber auch Flexibilität und Zugehörigkeit zu sog. Randberufen). Die Nichtberücksichtigung dieses Teils der individuellen Heterogenität (wie in Modell 2 und 3) kann aber gerade dazu führen, daß ein Scheinzusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Berufszugehörigkeitsdauer aufgezeigt wird. Denn die Vielwechsler sind in der Gruppe mit kurzer Berufszugehörigkeitsdauer überproportional enthalten, während sie in der Gruppe mit langer Berufszugehörigkeitsdauer unterrepräsentiert sind. Die mittlere Wechselwahrscheinlichkeit ist dann für die kurzen Dauern nach oben und für die langen Dauern nach unten verzerrt – ein scheinbar negativer Zusammenhang wird etabliert²⁴. Durch die Einbeziehung vergangener Berufswechsel wird aber gerade für die Häufung der Vielwechsler bei den kurzen Berufszugehörigkeitsdauern kontrolliert – die scheinbar negative Korrelation zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Berufszugehörigkeitsdauer wird reduziert.

Welche Auswirkungen hat die Ablehnung eines negativen Zusammenhangs zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Berufszugehörigkeitsdauer? Ist damit der entscheidenden Rolle des berufsspezifischen Humankapitals bei der beruflichen Mobilität widersprochen? Dies ist aus mehreren Gründen zu verneinen. Ein erstes Argument setzt bei der Vielwechsellereigenschaft selbst an. Neben den genannten Gründen könnte ein weiterer Grund für die häufigen Wechsel auch sein, daß es den Vielwechslern nicht gelingt, berufsspezifisches Humankapital zu akkumulieren und daß damit der Lohnpfad mit zunehmender Berufszugehörigkeitsdauer nicht wie bei den anderen Arbeitnehmern ansteigt. Dies würde dazu führen, daß für Vielwechsler das Lohndifferential c.p. unabhängig von der Berufszugehörigkeitsdauer und im Mittel Null wäre. Der

Anreiz, den alten Beruf beizubehalten, würde in diesem Fall wegfallen. Auf die Schätzgleichung bezogen hieße das, daß der positive Koeffizient für die Anzahl vergangener Berufswechsel zusätzlich so zu interpretieren ist, daß die Arbeitnehmer, die kein berufsspezifisches Humankapital aufbauen (die Vielwechsler), eine höhere Wechselwahrscheinlichkeit besitzen – und dies würde den humankapitaltheoretischen Ansatz bestätigen. Ein weiteres Argument für die Relevanz des humankapitaltheoretischen Ansatzes besteht darin, daß das spezifische Humankapital auch durch weitere Variablen in der Schätzung (insbesondere durch die „Stellung im Beruf“) erfaßt wird. So wird mit dem Meistertitel unbestritten das höchste berufsspezifische Humankapital verknüpft, gefolgt von der Facharbeiterqualifikation. Gerade aber die Qualifikation als Meister ist in den seltensten Fällen in einem anderen Beruf nutzbar, das mit der Meisterqualifikation verknüpfte Humankapital ginge verloren. So bleibt festzustellen, daß zwar über die Berufszugehörigkeitsdauer kein Humankapitaleffekt auf die berufliche Mobilität besteht, daß dieser fehlende Zusammenhang aber zum größten Teil daher kommt, daß wichtige Humankapitaleffekte über andere Variablen (Anzahl vergangener Berufswechsel, Stellung im Beruf, Dauer der Nichterwerbstätigkeit) aufgefangen werden.

4.2.2 Das Lohndifferential der Berufswechsler

Die Analyse der Mobilitätsentscheidung konnte nur Information berücksichtigen, die für alle potentiellen Wechsler, also die tatsächlichen Wechsler und die Nichtwechsler, vorhanden ist. Eine weitere interessante Frage ist aber auch, ob die in Abschnitt 2 herausgearbeiteten dominanten Gründe des beruflichen Wechsels – Lohnverbesserung bzw. drohende Arbeitslosigkeit im bisherigen Beruf – tatsächlich für Wechsler eine entscheidende Rolle gespielt haben bzw. wie die Wechselwirkung zwischen Lohndifferential und Arbeitslosigkeitsrisiko ist. Dieser Fragestellung soll im folgenden nachgegangen werden.

Die Analyse des Lohndifferentials ist erschwert durch das Abschneiden der beobachteten Löhne oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze. Liegt der Verdienst im bisherigen Beruf oder der im neuen Beruf oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze, so ist das Lohndifferential im Absolutbetrag unterschätzt. In dem Fall, in dem der Verdienst in beiden Berufen oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze liegt, kann sogar gar keine Aussage über das Lohndifferential getroffen werden. Beobachtet wird in diesem Fall eine Differenz von Null, die aber in Wahrheit positiv oder negativ sein kann.

Das Abschneiden der Löhne oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze führt dazu, daß allein aufgrund der Betrachtung der Mittelwerte der Löhne vor und nach dem Wechsel (wie in Tabelle 1) keine Aussagen über eine durchschnittliche „Lohnverbesserung oder -Verschlechterung“ durch Berufswechsel getroffen werden kann. Dagegen sind die Mediane von dem Abschneideproblem nicht betroffen. Ein Vergleich der Mediane zeigt, daß eine geringfügige Verdienstverbesserung für den „Medianverdiener“ tatsächlich stattfindet. Der Median der Verdienste vor dem Wechsel zu Preisen von 1989 liegt bei DM 2.700,- gegenüber DM 2.760,- nach dem Wechsel, was einer Verbesserung von 2,2% entspricht. Wenn man aber andererseits berücksichtigt, daß die Angaben des Verdienstes im bisherigen Beruf tendenziell vom Jahresanfang stammen, die entsprechenden Angaben im neuen Beruf dagegen eher vom Jahresende (nach Tarifloohnerhöhungen), liegt der Unterschied in den Löhnen eher niedriger als 2%. Im Schnitt scheint also keine Lohnverbesserung durch berufliche Mobilität stattzufinden²⁵.

²³ Gewisse Vorbehalte sind angebracht, da die Schätzmethode empfindlich bezüglich Ties sowie zeitvariabler Kovariaten ist. Ties treten in unserem Fall gerade für hohe Berufszugehörigkeitsdauern auf, außerdem sind eine Reihe von Kovariaten tatsächlich zeitvariabel. Dennoch ist kaum anzunehmen, daß diese Unzulänglichkeiten das Ergebnis qualitativ prägen.

Um das im Falle des Modells 1 überraschende Ergebnis einer weiteren Prüfung zu unterziehen, wurden die Modelle ebenfalls als Weibull-Modelle (mit einer Baseline Hazard Funktion $\lambda_0(t;\alpha,\gamma) = \gamma\alpha t^{\alpha-1}$) geschätzt. Bekanntlich besitzt die Baseline Hazard des Weibull-Modells bei einem Wert für $\alpha < 1$ einen fallenden Verlauf, während sie für $\alpha = 1$ zeitkonstant ist. Die Schätzung des Weibull-Modells ergab im Falle des Modells 1 für α einen Wert von 1,09, im Falle des Modells 2 von 0,81. Wurde auch die vergangene Nichterwerbstätigkeit unberücksichtigt gelassen, so verminderte sich der Wert für α weiter auf 0,74 – ein Wert, der nahezu auch für das Modell ohne Kovariablen Gültigkeit hat.

²⁴ Topel/Ward (1992, S. 440) führen dieses Argument unter Angabe der entsprechenden Literatur für den Fall betrieblicher Mobilität näher aus. Sie selber umgehen dieses typische Querschnittsproblem dadurch, daß sie das Problem der individuellen Heterogenität durch eine Fixed-Effects Panel-Schätzung angehen (welche dann allerdings wieder eigene schätztechnische Probleme mit sich bringt (Topel/Ward 1992, S. 467)).

²⁵ Das geringe durchschnittliche Lohndifferential gilt für außer- und innerbetriebliche Wechsler gleichermaßen. Der außerbetriebliche Medianwechsler verbessert sich um 2,4% auf DM 2.610,-, der innerbetriebliche Medianwechsler um 2,8% auf DM 3.645,-.

Aus den Ausführungen in Abschnitt 2 wissen wir, daß berufliche Mobilität im wesentlichen durch Reallohnsteigerungen sowie durch erhöhtes Arbeitslosigkeitsrisiko bedingt sein kann. Zu der Bedeutung dieser Faktoren kann aus den Abbildungen keine Erkenntnis gewonnen werden. Zu diesem Zwecke soll auf ein multivariates Verfahren zurückgegriffen werden, das die Lohndifferentiale erklärt. Hierzu betrachten wir die Differenz der logarithmierten Löhne im Sinne des logarithmierten Lohnverhältnisses (s.o.). Für die Wechsler, für die deutlich mehr Information vorhanden ist als für die Nichtwechsler, läßt sich die entsprechende Gleichung (6) folgendermaßen schreiben:

$$(6') \ln w_t^1 - \ln w_t^0 = (\beta^n - \beta^0)X_t + \gamma^n Z_t^n - \gamma^0 Z_t^0 + \delta M_t^{n/0} + \varepsilon_t^n - \varepsilon_t^0$$

mit $\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^0 \sim N(0, \sigma_n^2 - \sigma_o^2)$
und $E(\varepsilon_t / X_t, Z_t, M_t) = 0$

X_t bezeichnet dabei Variablen, deren Ausprägungen unabhängig von der Berufswahl sind (Geschlecht, Alter, Zahl der bisherigen Berufswechsel, zum Teil auch Qualifikation und berufliche Stellung), Z_t solche Variablen, die an die jeweilige Tätigkeit vorher bzw. nachher gebunden sind (spezifisches Arbeitslosigkeitsrisiko, bisherige Berufszugehörigkeit, Firmengröße) und M_t solche Variablen, die sich auf die Phase zwischen den Berufswechseln beziehen (Dauer der Nichterwerbstätigkeit, Universitätsausbildung, Meisterabschluß). Für den Fall, daß die Charakteristika in X sich in gleichem Umfang auf den Verdienst im alten und neuen Beruf auswirken, sind β^n und β^0 gleich. Da die Lohnverteilung im allgemeinen als lognormal angenommen wird,²⁶ wurde für die Störterme $\varepsilon^{n/0}$ die Normalverteilung angenommen.

Gleichung (10) legt als Schätzmethode die Methode der kleinsten Quadrate nahe. Jedoch ist bekannt, daß der KQ-Schätzer zu verzerrten Ergebnissen führt, wenn die abhängige Variable einer Zensurierung unterliegt. Wie oben erwähnt, findet in unserem Fall eine Zensurierung in doppelter Hinsicht statt, nämlich sowohl für den Verdienst im bisherigen Beruf als auch dem im neuen Beruf. Ist nur der Verdienst im neuen Beruf zensiert, so ist unser beobachtetes Lohndifferential nach oben abgeschnitten, entsprechendes gilt für den Verdienst im neuen Beruf. Findet dagegen Zensurierung in beiden Fällen statt, so läßt sich keine Aussage treffen. Wir werden Gleichung (10) als zensiertes Tobit-Modell schätzen, wobei die Zensurierung von beiden Seiten vorkommen kann und die Zensierungsgrenze variabel ist (vgl. Greene 1993, S. 694ff.). Die Ergebnisse der Schätzungen sind in Tabelle 3 dargestellt. Das Alter sowie die Arbeitsmarktvariablen wurden bei den drei Schätzungen wiederum um den Median bereinigt, so daß die Referenzperson ein Arbeitnehmer mittleren Alters mit durchschnittlichem Arbeitsmarktrisiko ist.

Betrachtet man die signifikanten Unterschiede im Lohn bei Berufswechsel, so ergeben sich folgende Aspekte: Frauen können ihren Lohn durch einen Berufswechsel um rund 5% weniger steigern als Männer. Dieses Ergebnis ist umso beachtlicher, wenn man bedenkt, daß das Lohnniveau von Frauen ohnehin niedriger ist als das der Männer. Andererseits muß man aber auch berücksichtigen, daß Frauen per se weniger wech-

seln und möglicherweise im gleichen Beruf dann langfristig entsprechend mehr verdienen²⁷. Das Lohndifferential fällt mit zunehmendem Alter niedriger aus. Dies kann darauf zurückgeführt werden, daß ältere Menschen entsprechend der Überlegungen in Abschnitt 2 weniger häufig freiwillig den Beruf wechseln, mit einem freiwilligen Wechsel aber im Vergleich zum unfreiwilligen Wechsel eher ein Lohnanstieg verbunden ist.

Die allgemeine Ausbildung besitzt zwar einen positiven, jedoch zum 1%-Niveau insignifikanten Einfluß. Diese Insignifikanz kann wie auch bei der beruflichen Mobilität dadurch bedingt sein, daß wir horizontale und vertikale Mobilität vermischen. Denn während bei der horizontalen Mobilität die allgemeine Ausbildung nur eine untergeordnete Rolle spielen dürfte, ist sie für den mit dem beruflichen Aufstieg verbundenen Lohnanstieg sehr bedeutsam.

Hat der Arbeitnehmer die Stellung eines Facharbeiters erreicht, ist beruflicher Wechsel mit einem Einkommensverlust verbunden. Der Effekt liegt für Facharbeiter und Meister in der gleichen Größenordnung, wenn er auch nur für Facharbeiter signifikant ist. Weiterhin scheinen keine Unterschiede zwischen Angestellten und Nichtfacharbeitern zu bestehen, wobei wiederum auf das o.a. Aggregationsproblem bei den Angestellten hinzuweisen ist. Der Effekt der beruflichen Ausbildung ist ebenfalls insignifikant.

Die Berufszugehörigkeitsdauer besitzt zwar den erwarteten negativen Effekt auf das Lohndifferential, die quantitative Bedeutung dieses Effektes hält sich jedoch in Grenzen. So reduziert das erste Jahr den Lohn bei Wechsel um rund 1%, ein Wechsel nach 11 Jahren Berufszugehörigkeit führt zu einer Lohnreduzierung von gut 7%. Der Häufigkeit vergangener Berufswechsel, die die vielleicht wichtigste Variable bei der Analyse der beruflichen Mobilität war, kommt bei der Analyse der Lohndifferentiale eine geringere Bedeutung zu. Die Eliminierung dieser Variablen in Modell 2 verändert eigentlich nur den Einfluß der Berufszugehörigkeitsdauer – nach den obigen Ausführungen keine Überraschung. Der Effekt der Häufigkeit vergangener Berufswechsel ist negativ, Vielwechsler haben demnach ein geringeres Lohndifferential zu erwarten als Arbeitnehmer, die selten den Beruf wechseln.

Phasen der Nichterwerbstätigkeit führen – wie im humankapitaltheoretischen Ansatz postuliert – zu geringeren Wiedereinstiegsgehältern (vgl. auch Addison/Portugal 1989 sowie Licht/Steiner 1992). Je länger diese Erwerbsunterbrechung zurückliegt, desto schwächer fällt jedoch dieser Effekt aus. So führt ein Jahr Erwerbsunterbrechung zu einer Lohneinbuße von 1%, die jedoch bereits nach anderthalb Jahren aufgeholt ist.

Ein entscheidender Einfluß geht von den beiden Weiterbildungsvariablen aus. Wurde die Zeit der Nichterwerbstätigkeit genutzt, ein Studium zu absolvieren, so liegt der Lohn nach Wiedereinstieg um 30% über dem alten Niveau. Die Absolvierung der Meisterschule führt immerhin noch zu einem Anstieg von 16%.

Wechselt der Arbeitnehmer neben dem Beruf auch die Firma, so ist dann mit dem Wechsel eine signifikante Verdienständerung verbunden, wenn die Betriebsgrößen voneinander abweichen. Je kleiner die bisherige Firma und je größer die neue Firma, desto größer fällt der Verdienstgewinn aus. Sind die Firmen jedoch ungefähr gleich groß, liegt auch der Verdienst ungefähr gleich hoch. Der Grund für diesen Effekt der Firmengröße ist die Tatsache, daß größere Firmen aus ei-

²⁶ Die Verteilung des gesamten uns vorliegenden Auszugs aus der Historikdatei mit ca. 200.000 sozialversicherungspflichtigen vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern (ohne Auszubildende) entspricht tatsächlich annähernd einer Lognormalverteilung.

²⁷ Bei einem Vergleich der Schätzungen nur für Männer (Modell 3) und für beide Geschlechter zusammen (Modell 1) zeigt sich, daß die Schätzergebnisse qualitativ gleich sind, eine Zusammenfassung beider Geschlechter wie in Modell 1 daher gerechtfertigt erscheint.

Tabelle 3: Geschätzte Differentiale im logarithmierten Lohn (Tobit-Modell) in der IAB-Stichprobe für 1989

Variable	(1)	(2)	(3)
<i>Allgemeine Charakteristika</i>			
Geschlecht = weiblich	-0,054 * (-6,81)	-0,054 * (-6,81)	männlich
Alter	-0,008 * (-14,02)	-0,008 * (-13,50)	-0,007 * (-11,15)
Alter quadriert/100	0,026 * (7,32)	-0,025 * (-7,08)	0,019 * (4,73)
<i>Qualifikation</i>			
Abitur	0,045 (2,19)	0,046 (2,23)	0,044 (1,72)
Universitätsabschluß	0,028 (1,22)	0,032 (1,40)	0,048 (1,89)
Beruflicher Abschluß	-0,011 (-1,27)	-0,008 (-0,87)	-0,009 (-0,91)
<i>Stellung im Beruf</i>			
Meister	-0,033 (-0,93)	-0,030 (-0,87)	-0,027 (-0,78)
Facharbeiter	-0,020 (-2,00)	-0,034 * (-3,25)	-0,046 * (-4,14)
Angestellter	-0,001 (0,12)	-0,003 (0,26)	-0,027 (0,72)
<i>Berufliche Vorgeschichte</i>			
Berufliche Dauer	-0,012 * (-3,87)	-0,007 (-2,51)	-0,011 * (-3,21)
Berufliche Dauer Quad.	0,0005 (2,06)	0,0002 (1,12)	0,0004 (1,78)
Anzahl beruflicher Wechsel (pro Jahr)	-0,051 * (-5,31)	-	-0,048 * (-4,36)
Anzahl beruflicher Wechsel für Arbeitsmarkteinsteiger (pro Jahr)	0,047 * (5,26)	-	0,041 * (3,99)
Dauer der Nicht-Erwerbstätigkeit (in Jahren)	-0,011 * (-7,17)	-0,011 * (-7,31)	-0,004 (-1,74)
Dauer der N.-E. · Dauer seit der letzten Nicht-Erwerbstätigkeit	0,007 * (4,54)	0,007 * (4,71)	0,004 (2,18)
Universitätsausbildung während der Nicht-Erwerbstätigkeit	0,302 * (12,06)	0,305 * (12,21)	0,290 * (10,31)
Wechsel zum Meister	0,162 * (7,63)	0,162 * (4,17)	0,152 * (4,13)
<i>Firmengröße vor dem Berufswechsel</i>			
20–199 Beschäftigte	-0,094 * (-11,37)	-0,094 * (-11,48)	-0,070 * (-7,42)
200–1999 Beschäftigte	-0,168 * (-17,18)	-0,168 * (-17,24)	-0,105 * (-9,23)
≥ 2000 Beschäftigte	-0,224 * (-14,66)	-0,223 * (-14,60)	-0,178 * (-10,57)
<i>Firmengröße nach dem Berufswechsel</i>			
20–199 Beschäftigte	0,109 * (12,99)	0,109 * (13,00)	0,079 * (8,13)
200–1999 Beschäftigte	0,169 * (17,61)	0,171 * (17,80)	0,112 * (10,03)
≥ 2000 Beschäftigte	0,251 * (17,26)	0,253 * (17,34)	0,208 * (12,89)
<i>Arbeitsmarktcharakteristika</i>			
Arbeitslosenquote im bisherigen Beruf	0,599 * (5,49)	0,597 * (5,46)	0,369 (3,53)
Arbeitslosenquote im neuen Beruf	-1,107 * (-11,09)	-1,112 * (-11,18)	-1,120 * (-11,93)
Mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer im bisherigen Beruf	-0,011 * (-6,17)	-0,011 * (-6,26)	-0,012 * (-5,77)
Mittlere bisherige Arbeitslosigkeitsdauer im neuen Beruf	-0,0001 (-0,08)	-0,0003 (-0,19)	0,003 (1,28)
Sigma	0,447	0,447	0,442
Likelihood-Ratio – χ^2 (d.o.f.)	1 479,61 (27)	1 451,28 (25)	838,96 (26)
Mc Fadden's Pseudo R ²	0,061	0,060	0,056
Anzahl der Beobachtungen	18 244	18 244	12 507

Test-Statistiken, die auf dem 1%-Level signifikant sind, sind mit einem Stern (*) gekennzeichnet. Die Basiskategorie ist ein männlicher, deutscher Nicht-Facharbeiter, der weder Abitur noch eine berufliche Ausbildung vorweisen kann und in einer Firma mit weniger als 20 Beschäftigten arbeitet. Alter, Lohn, spezifische Arbeitslosenquoten sowie die mittleren bisherigen Arbeitslosigkeitsdauern sind zu ihrem Median bewertet. Auszubildende und Teilzeit-Beschäftigte wurden ausgeschlossen.

In der Regression wurden Zensierungen des Lohns im bisherigen Beruf als von unten zensiert, Zensierungen des Lohns im neuen Beruf wurden als von oben zensiert angenommen. Zensierungen beider Löhne führten zum Ausschluß.

ner Reihe von Gründen im Durchschnitt höhere Löhne zahlen (vgl. Gerlach/Schmidt 1989, Schmidt/Zimmermann 1991, Bellmann/Kohaut 1994). Ein Wechsel zu einer größeren Firma muß sich daher für den Arbeitnehmer bezahlt machen. Wechselt der Arbeitnehmer dagegen innerhalb der gleichen Firma den Beruf, so fällt der Lohnanstieg umso höher aus, je größer die Firma ist. Auch hier kann davon ausgegangen werden, daß es sich gerade in großen Firmen bei einem Großteil der Berufswechsel um Aufstiegsmobilität handelt.

Die spezifischen Arbeitsmarktrisiken im bisherigen und neuen Beruf besitzen einen signifikanten Einfluß auf die Lohndifferenz. Eine um einen Prozentpunkt höhere Arbeits-

losenquote im bisherigen Beruf ist mit einem Lohnanstieg von 0,6%, im neuen Beruf mit einer Lohneinbuße von 1,1% verbunden. Ein Anstieg der mittleren Verweildauer im bisherigen Beruf um einen Monat führt zu einer Lohnreduktion um 1,1%, während die mittlere Verweildauer im neuen Beruf keinen signifikanten Einfluß besitzt.

Die Ergebnisse bezüglich der spezifischen Arbeitsmarktrisiken signalisieren, daß ein Trade-Off zwischen höherer Arbeitsplatzsicherheit und höherem Lohn nach Wechsel nicht besteht. Denn die Schätzergebnisse besagen letztlich, daß Arbeitnehmer, die von einem Beruf mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko in einen Beruf mit niedrigerem Arbeits-

losigkeitsrisiko wechseln, einen Lohnanstieg realisieren können. Die Ursache für diesen Befund liegt in der starken negativen Korrelation zwischen Arbeitslosenquote und Lohn. Je höher der gezahlte Lohn in einem Beruf ist, desto niedriger ist das Arbeitslosigkeitsrisiko. Hat ein Arbeitnehmer also vor Wechsel einen geringen Lohn in einem Beruf mit hohem Arbeitslosigkeitsrisiko bezogen, und bezieht er nach Wechsel einen höheren Lohn, so hat sich auch die Sicherheit seines Arbeitsplatzes verbessert. Nichtsdestoweniger sind die Wechselwirkungen zwischen Lohndifferential und Arbeitslosigkeitsrisiko vergleichsweise schwach.

5 Schlußbetrachtungen

Die berufliche Mobilität wird in der Zukunft eine wichtige Rolle für die Anpassung struktureller Defizite am Arbeitsmarkt spielen. Daraus folgt jedoch nicht, daß berufliche Mobilität - vom Individuum aus betrachtet - in jedem Fall positiv zu beurteilen ist, denn mit dem Mobilitätsvorgang geht berufsspezifisches Humankapital verloren, das sonst im bisherigen Beruf von Nutzen gewesen wäre. So ist aus volkswirtschaftlicher Sicht die berufliche Mobilität solcher Arbeitnehmer am vorteilhaftesten, die entweder in Berufen mit geringen Qualifikationsansprüchen arbeiten, oder die in Berufen arbeiten, die durch Beschäftigungsabbau und Arbeitslosigkeit geprägt sind. Darüber hinaus ist dem beruflichen Wechsel beschäftigter Arbeitnehmer der Wechsel nichterwerbstätiger Arbeitnehmer vorzuziehen, da aufgrund der Entwertung des berufsspezifischen Humankapitals während Phasen der Nichterwerbstätigkeit der mit dem Mobilitätsprozeß verbundene Verlust an Humankapital geringer ausfällt.

Diese Studie hat gezeigt, daß die berufliche Mobilität der Arbeitnehmer in Westdeutschland diesen Anforderungen weitestgehend genügt. Einerseits wechseln Arbeitnehmer mit höherer berufsspezifischer Qualifikation (Facharbeiter, Meister) weniger häufig den Beruf, andererseits sind Arbeitnehmer mit höherem Arbeitslosigkeitsrisiko mobiler. Die allgemeine Schulbildung und die Universitätsbildung erhöhen zwar die berufliche Mobilität, jedoch ist hier die Übertragbarkeit des spezifischen Wissens weniger ein Problem. Abgesehen davon handelt es sich bei diesen Mobilitätsvorgängen vermutlich zum Teil auch um Berufswechsel im Rahmen einer Berufskarriere. Längere Phasen der Nichterwerbstätigkeit erhöhen tatsächlich die berufliche Mobilität. Auch nach Beschäftigungsaufnahme wechseln Arbeitnehmer mit einer längeren vergangenen Nichterwerbstätigkeitsphase häufiger, jedoch nimmt diese höhere Wechselwahrscheinlichkeit mit der Zeit ab, wenn nach und nach neues berufsspezifisches Humankapital erworben wird.

Die Sorge vor einer geringeren beruflichen Mobilität in Zukunft wegen des Alterungsprozesses der Gesellschaft ist aufgrund der Ergebnisse der Studie berechtigt. Schon die bloße Betrachtung des Zusammenhangs zwischen Alter und beruflicher Mobilität zeigte dies. Auch in dem multivariaten Modell, wo die Beziehung zwischen Berufszugehörigkeitsdauer und Alter Berücksichtigung fand, wurde dieser Zusammenhang bestätigt. Dagegen scheint die Berufszugehörigkeitsdauer einen weit schwächeren Effekt auf die Wechselwahrscheinlichkeit zu besitzen als ursprünglich angenommen. Die explizite Unterscheidung zwischen Vielwechslern und seltenen Berufswechslern führt dazu, daß der ansonsten negative Zusammenhang zwischen beiden Größen aufgehoben wird.

Die Unterscheidung zwischen freiwilligen und unfreiwilligen Berufswechslern war mit dem vorhandenen Datensatz nur ansatzweise und ungenau möglich. Eine Analyse des Lohndifferentials bei Berufswechsel konnte jedoch zumindest den freiwilligen Berufswechsel etwas besser beleuchten, denn eine verbesserte Gehaltslage gehört zu den Hauptmotiven des freiwilligen Berufswechsels. Demgemäß konnte der Lohn am meisten durch den Erwerb einer höheren Qualifikation sowie durch den mit dem Berufswechsel verbundene Wechsel zu einer größeren Firma gesteigert werden. Das Lohndifferential sinkt dagegen mit zunehmendem Alter, einer längeren Berufszugehörigkeitsdauer und längeren vergangenen Nichterwerbstätigkeitsphasen. Auch Vielwechsler und Frauen (bei gleichzeitigen Betriebswechsel) konnten nur einen geringeren Lohnanstieg realisieren.

Eine andere Unterteilung der Berufswechsler - nämlich die Trennung von außer- und innerbetrieblichen Wechslern - haben wir in dieser Studie getroffen. Die wichtigsten Unterschiede zwischen beiden Wechselarten bestanden bei den Merkmalen Geschlecht, bisheriger Lohn und Firmengröße. Demnach wechseln Frauen innerhalb des Betriebes genauso häufig wie Männer, innerbetriebliche Wechsel sind bei höherem bisherigen Lohn wahrscheinlicher und treten auch relativ gesehen häufiger in großen Firmen auf. Es wurde vermutet, daß der höhere Lohn als Indiz für den höheren Anteil von Aufwärtsmobilität bei innerbetrieblichen Wechseln steht und daß es in größeren Firmen über den größeren internen Arbeitsmarkt leichter ist, innerhalb der Firma den Beruf zu wechseln. Man muß sich allerdings vor Augen halten, daß nur ein geringer Teil der Berufswechsel innerhalb der gleichen Firma stattfindet. Weitergehende Untersuchungen zu der Problematik außer- versus innerbetriebliche Wechsler sind geplant. Dabei soll insbesondere Berücksichtigung finden, daß auch bei innerbetrieblichen Wechseln Unterschiede bestehen zwischen solchen, die zwischendurch Erwerbsunterbrechungen hatten (Krankheitsfälle, Eltern im Erziehungsurlaub, Studenten, Arbeitslose, die zur gleichen Firma zurückkehren (u.a. Recalls!)) und solchen, die nahtlos gewechselt sind.

Zum besseren Verständnis der beruflichen Mobilität sollte zwei Faktoren in Zukunft größere Aufmerksamkeit gewidmet werden. Erstens sollte stärker problematisiert werden, zwischen welchen Berufen gewechselt wird. Denn es ist davon auszugehen, daß es Unterschiede zwischen den einzelnen Wechselprozessen gibt, die von der Art des bisherigen Berufs und der in Frage kommenden zukünftigen Berufe abhängen. Auf diese Art und Weise wäre es vermutlich besser möglich, zwischen horizontaler und vertikaler beruflicher Mobilität zu unterscheiden. Vielleicht könnte dann auch die unterschiedliche berufliche Mobilität von Männern und Frauen besser erklärt werden, die vermutlich mit der Unterschiedlichkeit von Männer- und Frauenberufen zusammenhängt.

Zweitens ist eine Trennung der Phasen der Nichterwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeitsphasen, Ausbildungsphasen und Phasen der Nichtverfügbarkeit für den Arbeitsmarkt anzustreben. Die Analyse des Lohndifferentials, in der wir Ausbildungsphasen von sonstigen Nichterwerbstätigkeitsphasen trennen konnten, zeigte bereits die Wichtigkeit dieser Trennung. Die zukünftig geplante Zuspiegung von Informationen darüber aus der Leistungsempfängerdatei zu der IAB-Stichprobe würde zumindest die Identifikation von Arbeitslosigkeitsphasen ermöglichen, wenn auch nur solche mit einem Leitungsbezug (Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe und Unterhaltsgeld).

6 Literaturverzeichnis

- Addison, John T.; Pedro Portugal (1989): Job Displacement. Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment. In: *Journal of Labor Economics*, 7, 281-302
- Becker, Gary S. (1975): *Human Capital*, National Bureau of Economic Research. New York
- Bellmann, Lutz; Susanne Kohaut (1994): Effektiv- und Tariflöhne in der Bundesrepublik Deutschland: Eine empirische Analyse auf der Basis des IAB-Betriebspanels. mimeo
- Bender, Stefan; Jürgen Hilzendege (1993): Anonymisierung der IAB-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik. mimeo
- Blien, Uwe; Helmut Rudolph (1989): Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich – Empirische Ergebnisse aus der Beschäftigtenstichprobe des IAB für die Gruppe der Arbeiter. In: *MittAB* 4, 553-567
- Blossfeld, Hans-Peter (1987): Karriereprozesse im Wandel der Arbeitsmarktstruktur – Ein dynamischer Ansatz zur Erklärung intragenerationaler Mobilität. In: *MittAB* 1, 74-88
- Blossfeld, Hans-Peter (1989): Kohortendifferenzierung und Karriereprozeß – Eine Längsschnittstudie über die Veränderung der Bildungs- und Berufschancen im Lebenslauf. Frankfurt/New York: Campus
- Blossfeld, Hans-Peter; Alfred Hamerle; Karl Ulrich Mayer (1986): Ereignisanalyse. Frankfurt/New York: Campus
- Börsch-Supan, Axel (1989): Mobilitätshemmende und mobilitätsfördernde Qualifizierung. In: *Schriften des Vereins für Socialpolitik*, 178, 451–470
- Büchel, Felix (1992): Die Qualität der Wiederbeschäftigung nach ununterbrochener und nach „perforierter“ Langzeitarbeitslosigkeit. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 162
- Bundesanstalt für Arbeit (1981): Die Klassifizierung der Berufe. Nürnberg
- Buttler, Friedrich; Lutz Bellmann (1991): Mikroanalyse des Arbeitsmarktes mit Individualdaten der Sozialversicherungsträger: Einkommensverluste bei Freisetzen. In: *IFO-Studien - Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung*, 37, 297-314
- Buttler, Friedrich; Ulrich Gramer (1991): Entwicklung und Ursachen von mismatch-Arbeitslosigkeit in Westdeutschland. In: *MittAB* 3, 483-500
- Clark, J.; C. Modgil; S. Modgil (Hrsg.) (1990): *John H. Goldthorpe, Consensus and Controversy*. London
- Gramer, Ulrich (1985): Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 69, 56-68
- Gramer, Ulrich (1986): Zur Stabilität von Beschäftigung. Erste Ergebnisse der IAB-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik. In: *MittAB* 2, 243-256
- Gramer, Ulrich; F. Egle (1976): Zur durchschnittlichen Dauer der Arbeitslosigkeit. In: *MittAB* 4, 482 – 495
- Gramer, Ulrich; Wolfgang Majer (1991): Ist die Beschäftigtenstatistik revisionsbedürftig? In: *MittAB* 1, 81-90
- Ehrenberg, Ronald; Robert S. Smith (1991): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. New York: Harper-Collins Publishers
- Franz, Wolfgang; Karin Siebeck (1992): A theoretical and econometric analysis of structural unemployment in Germany: reflections on the Beveridge curve. In: Wolfgang Franz (Hrsg.), *Structural Unemployment*. Physica-Verlag, Heidelberg: Physika-Verlag, 1-58
- Gerlach, K; E. M. Schmidt (1989): Unternehmensgröße und Entlohnung. In: *MittAB* 3, 355-373
- Greene, William H. (1993): *Econometric Analysis*. New York: Macmillan
- Hamermesh, Daniel S.; Albert Rees (1993): *The Economics of Work and Pay*. New York: HarperCollins Publishers
- Herberger, Lothar; Bernd Becker (1983): Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in der Beschäftigtenstatistik und im Mikrozensus. In: *Wirtschaft und Statistik*, 4, 290-304
- Hofbauer, Hans (1982): Statusmobilität in den 70er Jahren. In: *MittAB* 1
- Hofbauer, Hans; Paul König (1973): Berufswechsel bei männlichen Erwerbspersonen in der Bundesrepublik Deutschland. In: *MittAB* 4, 38ff.
- IAW/ZEW (1993): Perspektiven des Arbeitsmarktes in Baden-Württemberg – Gutachten für das Staatsministerium Baden-Württemberg. Mannheim/Tübingen
- Kaiser, Manfred (1988): Berufliche Flexibilität – Konzeption, Befunde, Schlußfolgerungen, Kritik und Forschungsperspektiven. In: Dieter Mertens (Hrsg.), *Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung – Eine Forschungsinventur des IAB*. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 70. 3. überarb. Auflage, 513-560
- Kalbfleisch, John D.; Ross L. Prentice (1980): *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley & Sons
- Kiefer, Nicholas M. (1988): Economic Duration Data and Hazard Functions. In: *Journal of Economic Literature*, 26, 646-679
- Kurz, Karin; Walter Müller (1987): Class Mobility in the Industrial Worlds. In: *Annual Review of Sociology*, 13, 417ff.
- König, Heinz (1979): Job-Search-Theorien. In: G. Bombach, B. Gahlen u. A.E. Ott (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der Beschäftigungstheorie und -politik*. Tübingen: Mohr und Siebeck, 63 – 115
- Licht, Georg; Viktor Steiner (1992): Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen. In: *Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik*, 209/3 – 4, 241-265
- Miller, Robert A. (1984): Job Matching and Occupational Choice. In: *Journal of Political Economy*, 6/92, 1086-1120
- Mayer, Karl Ulrich (Hrsg.) (1990): Lebensverläufe und sozialer Wandel. Sonderheft 31 der *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Opladen: Westdeutscher Verlag
- Mayer, Karl Ulrich; Glenn R. Carroll (1987): Jobs and classes: structural constraints on career mobility. In: *European Sociological Review*, 3/1, 14-38
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research
- Mincer, Jacob; Boyan Jovanovic (1981): Labor Mobility and Wages. In: Sherwin Rosen (Hrsg.), *Studies in Labor Markets*. Chicago: University of Chicago Press
- Mincer, Jacob; Solomon Polachek (1974): Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. In: *Journal of Political Economy*, 82, 76-108
- Mortensen, Dale T. (1986): Job Search and Labor Market Analysis. In: Orley Ashenfelter, Richard Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North Holland, 849-919
- Riese, Martin (1986): Die Messung der Arbeitslosigkeit. Berlin: Duncker & Humblot
- Rosenblatt, Bernhard von (1990): Fachkräftemangel und Arbeitslosigkeit – Wann und wie wird Arbeitskräftenachfrage beschäftigungswirksam? In: *MittAB* 3, 373-385
- Rudolph, Helmut (1986): Die Fluktuation in Sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung. – Erste Ergebnisse der Beschäftigtenstichprobe des IAB. In: *MittAB* 2, 257-270
- Schmidt, Christoph M.; Klaus F. Zimmermann (1991): Work characteristics, firm size and wages. In: *Review of Economics and Statistics*, 73, 705-710
- Statistisches Bundesamt (1991): *Statistisches Jahrbuch 1991*. Wiesbaden

- Stoß, Friedemann (1977): Die Systematik der Berufe und der beruflichen Tätigkeiten. In: K.H. Seifert (Hrsg.), Handbuch der Berufspsychologie. Göttingen, Toronto, Zürich, 69-98
- Stoß, Friedemann (1988): Instrumente zur Analyse und Beschreibung beruflicher Makrostrukturen unter besondere Berücksichtigung des Tätigkeitsschwerpunkt-Konzepts des IAB. In: Dieter Mertens (Hrsg.), Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung – Eine Forschungsinventur des IAB. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 70, 3. überarb. Auflage, 513-560
- Stoß, Friedemann; Hermann Saterdag (1979): Die Systematik der Berufe und der beruflichen Tätigkeiten. In: Franz Urban Pappi (Hrsg.), Sozialstrukturanalyse mit Umfragedaten. Königstein, 41-57
- Topel, Robert H.; Michael P. Ward (1992): Job Mobility and the Careers of Young Men. In: Quarterly Journal of Economics. 439 – 477
- Troll, Lothar (1981): Unscharfen bei der Erfassung des ausgeübten Berufs und Ansätze zur Verbesserung statistischer Nachweise. In: MittAB 2, 163-179
- Weißhuhn, Gernot (1987): Mobility Patterns and Income Dynamics of Employees in the Federal Republic of Germany from 1974 until the Beginning of 1980. In: Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik, 203/4, 333-371
- Winkelmann, Rainer; Klaus F. Zimmermann (1992): Ageing, Migration and Labour Mobility. CEPR Discussion Paper 706